

UNIVERSITÉ PARIS-DAUPHINE

Le soutien familial aux personnes âgées dépendantes
Analyses micro-économétriques des comportements individuels et familiaux
de prise en charge

T H È S E

Pour le Doctorat en Sciences Economiques
présentée et soutenue le 24 juin 2011

par
Roméo FONTAINE

sous la direction de
Agnès GRAMAIN et Jérôme WITTWER

MEMBRES DU JURY

| | | |
|-------------|------------------------|---|
| RAPPORTEURS | Steven STERN | Merrill Bankard Professor à l'Université de Virginie (Etats-Unis) |
| | François-Charles WOLFF | Professeur à l'Université de Nantes |
| SUFFRAGANTS | Agnès GRAMAIN | Professeur à l'Université Nancy II |
| | Marie-Eve JOEL | Professeur à l'Université Paris-Dauphine |
| | Bruno VENTELOU | CNRS-Greqam & Inserm SE4S umr-912 |
| | Jérôme WITTWER | Professeur à l'Université Paris-Dauphine |

L'UNIVERSITE PARIS-DAUPHINE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Cette thèse doit beaucoup aux nombreuses personnes qui m'ont soutenu tout au long de ce travail. Qu'ils trouvent ici le témoignage de mes plus profonds remerciements.

J'adresse mes remerciements les plus sincères à Agnès Gramain et Jérôme Wittwer pour tout ce qu'ils m'ont apporté. Depuis mon initiation à l'économétrie linéaire en licence (et la fameuse statistique de Fisher qui restera toujours pour moi égale à « *scro* moins *scra* sur *scra* fois *DLA* sur *DLO* moins *DLA* ») jusqu'aux conseils et encouragements de fin de thèse, ils m'ont fait bénéficier de leur rigueur scientifique, de leur ingéniosité et de leur incroyable gentillesse.

Je tiens à remercier vivement Steven Stern et François-Charles Wolff pour avoir accepté d'être rapporteurs de ce travail et pour m'avoir apporté de nombreux conseils lors de nos précédentes rencontres. La lecture de leurs travaux a constitué le cœur de mon initiation à la recherche durant ma deuxième année de master et représente aujourd'hui une source d'inspiration considérable. Leur présence en tant que rapporteurs revêt donc pour moi un sens tout particulier. Qu'ils trouvent ici le témoignage de ma profonde reconnaissance.

Je remercie Marie-Eve Joël et Bruno Ventelou qui me font l'honneur de participer à mon jury. Leur travaux ont nourri de manière importante les réflexions que j'ai menées durant ces quatre années.

Je remercie par ailleurs Marie-Eve Joël de m'avoir accueilli au LEGOS et avoir su dans les moments où j'en avais le plus besoin me guider dans mes choix. J'ai pu bénéficier durant toutes ces années des meilleures conditions de travail possibles et du soutien scientifique et amical de tous les membres du LEGOS. Je leur adresse à tous ma plus profonde sympathie.

Je tiens à remercier tous mes camarades doctorants qui m'ont apporté soutien, réconfort et moments conviviaux. Je remercie en particulier Caroline Berchet pour ses nombreux encouragements

et pour ses copieuses relectures.

J'adresse aussi mes remerciements à toutes les personnes qui au gré des séminaires de travail, colloques ou simplement au détour d'un couloir, m'ont apporté leurs conseils et encouragements. Je pense en particulier à Franck Bien, Florence Jusot, Sandrine Dufour-Kippelen, Anne-Laure Samson, Brigitte Dormont, Pierre Levy, Béatrice Fermon, Sabine Mage, Aude Sztulman, Najat El Mekkaoui, Jean-François Jacques, Arnold Chassagnon, Jean-Pierre Florens, Nour Meddahi, Blanche Le Bihan, Manuel Plisson, Sandy Tubeuf, Florence Weber, Thomas Barnay, Anne Laferrière, Thierry Debrand, Nicolas Sirven et Michel Naiditch. J'en oublie certainement. Qu'ils recoivent l'expression de mes remerciements respectueux.

Je remercie bien sûr tous mes proches, en particulier Hélène, pour qui la thèse a aussi été éprouvante par moment, Léo, Sylvain et Soraya. Ils m'ont tous permis de me changer les idées lorsque j'affrontais les pires épreuves professionnelles : estimations non convergentes, construction longue et fastidieuse d'une variable s'avérant au final non significative ou prise en compte dans les modélisations de la fâcheuse tendance des agents à préférer les équilibres en coin.

Je remercie aussi Clarisse, Delphine, Sissoune, José, Bruce et Palou, à qui j'ai évidemment énormément pensé au cours de mes travaux. Qu'ils n'oublient pas que je suis le benjamin de la fratrie.

J'adresse mes remerciements les plus profonds à mes parents pour le soutien sans faille qu'ils m'ont toujours apporté. La fierté que leur procure la réalisation de cette thèse est ma plus grande récompense.

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| Introduction générale | 1 |
| 1 L'aide informelle aux personnes âgées dépendantes en France et en Europe : | |
| analyse en statistiques descriptives | 12 |
| Résumé/ Abstract | 13 |
| 1.1 Introduction | 15 |
| 1.2 Enquêtes statistiques utilisées | 17 |
| 1.2.1 L'enquête SHARE | 17 |
| 1.2.2 L'enquête HSM | 18 |
| 1.3 La mobilisation familiale dans l'aide aux personnes âgées dépendantes en Europe . . | 20 |
| 1.3.1 Entre cohabitation et aide à distance | 21 |
| 1.3.2 Trois enjeux en termes de politiques publiques, trois focus statistiques | 32 |
| 1.4 L'articulation des décisions d'aide au sein de la famille | 36 |
| 1.4.1 Interactions intergénérationnelles (parent-enfants) | 36 |
| 1.4.2 Interactions intragénérationnelles (enfant-enfant) | 38 |
| 1.5 Articuler aide informelle et activité professionnelle | 43 |
| 1.5.1 Illustration au niveau national | 45 |

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1.5.2 | L'aide des seniors à leur parent en Europe | 47 |
| 1.5.3 | Aider et travailler : deux activités concurrentes ? | 53 |
| 1.6 | L'articulation entre l'aide informelle et l'aide professionnelle | 56 |
| 1.6.1 | Le recours à l'aide professionnelle en France | 57 |
| 1.6.2 | Description de l'aide apportée par les intervenants professionnels | 59 |
| 1.6.3 | Aide professionnelle et configuration d'aide | 61 |
| 1.7 | Conclusion | 67 |
| 2 | Providing care for an elderly parent : interactions among siblings ? | 69 |
| | Résumé/ Abstract | 70 |
| 2.1 | Introduction | 72 |
| 2.2 | Analytic frameworks for modelling interactions between siblings | 74 |
| 2.3 | Micro-econometric model | 77 |
| 2.4 | Complete specification and estimation method | 80 |
| 2.5 | The data : SHARE | 84 |
| 2.6 | Results | 86 |
| 2.6.1 | Parameters of the utility function | 89 |
| 2.6.2 | The two effects of interactions | 90 |
| 2.6.3 | Variables affecting the sign and size of interactions | 93 |
| 2.7 | Conclusion | 94 |
| | Appendix | 96 |
| | Appendix A : Indetermination of the econometric model | 96 |
| | Appendix B : Distribution of the covariates by care arrangements | 100 |
| | Appendix C : estimated coefficients with correlated residuals | 102 |

| | |
|---|------------|
| Appendix D : Selection rule effect | 104 |
| Appendix E : Estimated coefficients with two independent Probit models | 105 |
| 3 The trade-off between informal care and work in Europe | 107 |
| Résumé/ Abstract | 108 |
| 3.1 Introduction | 110 |
| 3.2 Previous literature | 112 |
| 3.3 Data | 118 |
| 3.4 Standard Microeconomic model | 124 |
| 3.5 Empirical refutation of the standard Microeconomic model | 127 |
| 3.5.1 Empirical strategy | 127 |
| 3.5.2 Results | 132 |
| 3.5.3 Robustness analysis | 138 |
| 3.6 Microeconomic model with partial complementarity | 141 |
| 3.6.1 How can the positive effect of an exogenous variation of working time on the optimal caregiving time be explained? | 141 |
| 3.6.2 Simple microeconomic formalisation | 142 |
| 3.7 Empirical validation of the microeconomic model with partial complementarity . . . | 144 |
| 3.7.1 Empirical strategy | 144 |
| 3.7.2 Results | 147 |
| 3.8 Conclusion | 153 |
| Appendix | 155 |
| Appendix A : Illustration of the incompleteness | 155 |

| | |
|---|-----|
| Appendix B : Estimation results of the Bivariate Tobit model with exclusion restrictions | 158 |
| Appendix C : Estimation results of the Nelson-Olson model | 160 |
| Appendix D : Evidence of the non significance of the excluded instruments in the second step of the selection model | 162 |

4 How do public subsidies for formal care affect the care provision for disabled elderly people ? 163

| | |
|---|-----|
| Résumé/ Abstract | 164 |
| 4.1 Introduction | 166 |
| 4.2 Previous literature | 167 |
| 4.3 The personalised autonomy allowance (APA) | 171 |
| 4.3.1 Allocation procedure | 171 |
| 4.3.2 Number of recipients and amounts paid | 174 |
| 4.4 Data | 178 |
| 4.5 Determinants of recourse to the APA | 182 |
| 4.6 Effects of the APA on the assistance received : an empirical approach | 185 |
| 4.7 Results | 191 |
| 4.7.1 Effect of recourse to the APA on care arrangements | 191 |
| 4.7.2 Effect of recourse to the APA on the intensity of care received | 197 |
| 4.7.3 Effect of recourse to the APA on the range of care received | 201 |
| 4.8 Conclusion | 205 |
| Appendix | 207 |
| Appendix A : The Iso-resources groups (Groupe Iso-ressources, or GIR) | 207 |

| | |
|---|------------|
| Appendix B : Descriptive statistics | 209 |
| Appendix C : Summary of the estimated average effects | 211 |
| Appendix D : Results by household configuration | 212 |
| Appendix E : Parametric estimations | 216 |
| Conclusion générale | 217 |
| Références bibliographiques | 223 |

Introduction générale

La prise en charge des personnes âgées dépendantes fait aujourd’hui en France l’objet d’un débat national devant se concrétiser par une réforme du système de protection sociale courant 2011. Le principal enjeu concerne le mode de financement des soins de longue durée, qui correspondent aux services médicaux et sociaux fournis à des personnes nécessitant une prise en charge continue en raison d’incapacités physiques ou cognitives (American Institute of Medicine, 1986), en particulier la nécessité de repenser l’articulation entre financement public, assurances privées et solidarités familiales.

La solidarité publique prend aujourd’hui à sa charge une part importante des dépenses liées au soutien des personnes âgées dépendantes. En dépit des inévitables limites associées à un tel exercice de chiffrage, l’effort public consacré à la prise en charge des personnes âgées dépendantes a en 2009 a été évalué à près de 22 milliards d’euros, soit près de 1,1% de la richesse nationale (Rosso-Debord, 2010). Plus de la moitié de ce coût est financée par le budget de la caisse nationale d’assurance maladie (CNAM). A travers les cotisations sociales et la contribution sociale généralisée, la CNAM finance d’une part les dépenses de soins des établissements et services sociaux et médicosociaux accueillant des personnes âgées et d’autre part les dépenses d’hospitalisation et de soins de ville de cette population. Les conseils généraux constituent le deuxième financeur, prenant à leur charge près d’un quart de l’effort public, essentiellement à travers leur contribution au financement de l’allocation personnalisée d’autonomie¹ (APA). Instaurée en France en 2002 et destinée aux personnes d’au moins 60 ans ayant besoin d’aide pour réaliser les actes essentiels de la vie courante, l’APA permet de financer une partie de la production de soins de longue durée, principalement par la prise en charge des coûts induits par le recours à une aide professionnelle². La prise en charge publique est cependant insuffisante pour couvrir les besoins liés à la perte d’au-

¹Les conseils généraux ne sont pas les seuls financeurs de l’APA. La caisse nationale de solidarité pour l’autonomie (CNSA) participe au tiers du financement. L’Etat y participe aussi, mais de manière réduite, par le biais des exonérations d’impôts sur les revenus versés au titre de l’APA (Cour des comptes, 2008).

²L’APA est présentée plus en détail dans le chapitre 4.

tonomie. Dans de nombreux cas en effet, le volume d'aide financé par l'intermédiaire de l'APA bute sur le volume maximum d'heures que la loi autorise et cela de manière beaucoup plus fréquente pour les individus présentant de fortes incapacités (Cour des comptes, 2008). Des coûts potentiellement importants sont dès lors laissés à la charge des personnes âgées dépendantes et de leur famille. Le ticket modérateur moyen de l'APA laissé à la charge des bénéficiaires varie de 59 euros par mois pour les moins dépendants (GIR 4) à 179 euros pour les plus dépendants (GIR 1). La Cour des comptes évaluait en 2007 à près de 650 millions d'euros par an le montant global du ticket modérateur de l'APA (Cour des comptes, 2008). Ce montant ne représente cependant qu'une partie des restes à charge supportés par les familles. Il n'intègre en effet ni les dépenses non prises en compte dans les plans d'aide de l'APA, ni les dépenses à la charge des personnes âgées dépendantes non bénéficiaires de l'APA. Dans le cas des personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer par exemple, le reste à charge moyen mensuel serait de 570 euros à domicile et 2300 euros en institution (Association France-Alzheimer, 2010).

Pour couvrir ce reste à charge, les individus ont la possibilité de souscrire à une assurance privée. Le développement du marché de l'assurance dépendance apparaît cependant relativement limité au regard du risque financier induit par l'entrée en dépendance. En France, seuls 2 à 3 millions d'individus seraient couverts par un produit d'assurance dépendance³ (FFSA, 2010). Le taux d'individus couverts par un produit d'assurance dépendance se limiterait donc à 8% de la population âgée de 40 ans ou plus.

La famille apparaît dans ce contexte comme une ressource importante dans la production de soins de longue durée à domicile. De ce point de vue, plusieurs enquêtes statistiques ont permis d'illustrer l'importance du soutien apporté par la famille aux personnes âgées les plus fragiles. La mise en évidence de l'implication familiale a progressivement conduit à la reconnaissance du concept d'« aidant familial »⁴ (UDAF 49, 2009). Un aidant familial est défini comme « *une personne qui vient en aide à titre non professionnel, pour partie ou totalement, à une personne dépendante de son entourage pour une ou plusieurs activités de la vie quotidienne. Cette aide régulière est permanente*

³Le lecteur pourra se référer aux travaux de Plisson (2009) pour une présentation du marché de l'assurance dépendance et des raisons pouvant expliquer sa taille limitée.

⁴Par la suite, nous emploierons indistinctement les termes d'« aidant familial » ou d'« aidant informel » qui correspond à la traduction littérale de l'expression anglaise « informal caregiver ». Nous bannissons en revanche du reste de notre exposé l'expression « aidant naturel », de moins en moins utilisée dans la littérature du fait de sa connotation normative.

*ou non. Elle peut prendre différentes formes comme le « nursing », les soins, l'accompagnement à l'éducation et à la vie sociale, les démarches administratives, la coordination, la vigilance, le soutien psychologique, les activités domestiques... »*⁵ (Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité, 2008).

En 1999, selon les données de l'enquête Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID), on dénombrait en France près de 3,7 millions d'aidants familiaux apportant un soutien à une personne de 60 ans ou plus (Dutheil, 2001). Selon les premières exploitations par la DREES de l'enquête Handicap-Santé Aidants (HSA) réalisée en 2008, le nombre d'aidants informels a été plus récemment estimé à 4,3 millions d'individus. Des aidants professionnels participent certes à la prise en charge des personnes âgées dépendantes, mais à domicile leur rôle consiste généralement à suppléer les aidants informels. Pour les personnes les plus dépendantes (GIR 1-3), il est en effet relativement rare que la prise en charge soit uniquement supportée par des aidants professionnels. Dans 90% des situations de prise charge faisant intervenir des aidants professionnels, la famille est aussi impliquée d'une manière ou d'une autre dans la production de soins de longue durée (Dutheil, 2011). Par ailleurs, en cas de prise en charge associant aidants familiaux et intervenants professionnels, l'implication de la famille est 2 à 5 fois plus importante en volume horaire que l'implication des professionnels (Petite et Weber, 2006). Les aidants informels apparaissent ainsi aujourd'hui en France comme la clé de voûte du système de prise en charge des personnes âgées dépendantes.

Le travail de recherche que nous proposons vise à comprendre les mécanismes familiaux de prise en charge des personnes âgées dépendantes : comment les familles s'organisent-elles pour produire des soins de longue durée ? A quelles logiques individuelles et familiales répondent les comportements des uns et des autres ? Comment le soutien familial s'ajuste-t-il aux soutiens émanant de la collectivité ? La connaissance des mécanismes de mobilisation familiale apparaît en effet essentielle pour nourrir le débat sur l'articulation à mettre en œuvre entre solidarités publiques et solidarités privées. Ceci est d'autant plus vrai que l'action des pouvoirs publics semble de plus en plus s'orien-

⁵Une définition légale, plus restrictive au regard du lien de parenté unissant l'aidé et l'aidant, est apportée par le décret n°2005-1588 du 19 décembre 2005 relatif à la Prestation de compensation du handicap (PCH) et modifiant le Code de l'action sociale et des familles (CASF) : « *Est considéré comme aidant familial, le conjoint, le concubin, la personne avec laquelle le bénéficiaire a conclu un pacte civil de solidarité, le descendant ou le collatéral jusqu'au quatrième degré de l'autre membre du couple, qui apportent l'aide humaine définie en application des dispositions de l'article L.245-3 du présent code et qui n'est pas salarié pour cette aide* ». Le décret n°2008-450 du 7 mai 2008 relatif à l'accès des enfants à la PCH élargit la notion d'aidant familial à « *toute personne qui réside avec la personne handicapée et qui entretient des liens étroits et stables avec elle* ».

ter vers une politique d' « aide aux aidants », politique pouvant être interprétée au regard du principe de subsidiarité fondant l'aide sociale en France. Tous les récents rapports publics relatifs à la prise en charge des personnes âgées dépendantes pointent en effet comme action publique prioritaire le soutien aux aidants informels⁶. En positionnant leur intervention en aval de celle des familles, les pouvoirs publics conditionnent par la même occasion l'efficacité de leur action aux comportements individuels et familiaux de prise en charge. Deux extraits du discours prononcé le 8 février 2011 par le Président de la République⁷ laissent à penser que les futures réformes ne reviendront pas sur cet équilibre :

« Le maintien le plus longtemps possible à domicile, l'encouragement aux solidarités familiales, aux solidarités de proximité, doivent être regardés comme des priorités absolues pour une politique à l'égard des personnes âgées dépendantes ».

« La société est là pour accompagner les familles, les soutenir, les aider, les soulager, mais j'affirme que la société n'est pas là pour remplacer les familles. C'est un autre choix politique très fort dans mon esprit. La société ne remplacera jamais la famille. Elle doit aider la famille, elle doit soutenir la famille, mais elle ne peut pas la remplacer. »

Le vieillissement de la population ne fait que renforcer l'intérêt porté à la question du rôle que nos sociétés souhaitent confier aux familles dans la prise en charge de la dépendance. En 1960, la France comptait 12% d'individus de plus de 65 ans. Au 1er janvier 2011, cette proportion atteint 17%. Selon les estimations de l'INSEE, les personnes de plus de 65 ans représenteront 23% de la population en 2030 et 27% en 2060 (Blanpain et Chardon, 2010). Sur 100 ans, la part d'individus de plus de 65 ans dans la population française augmenterait donc de 130%. L'effet induit sur la demande de soins de longue durée et sur la capacité des familles à assurer la prise en charge dépend de l'évolution de la morbidité aux âges élevés. L'évolution de la morbidité fait cependant l'objet de débats controversés. Gruenberg (1977) et Kramer (1980) anticipent une expansion de la morbidité : l'âge d'apparition de la dépendance reculerait moins vite que l'âge du décès. Les gains d'espérance de vie se traduiraient dès lors par un allongement de la période de vie en incapacité. Fries (1980) anticipe en revanche une compression de la morbidité : l'âge d'apparition

⁶Cf. par exemple le rapport de la Conférence de la famille 2006 (Fouquet, 2006), les rapports de la Cour des comptes (2008, 2009) ou encore la note de veille du Centre d'analyse stratégique (2010).

⁷Le discours est disponible dans son intégralité à l'adresse suivante : <http://www.elysee.fr/president/les-actualites/discours/2011/la-dependance-debat-national.10612.html>

de la dépendance reculerait plus vite que l'âge du décès. Dans ce cas, les gains d'espérance de vie se traduiraient par une contraction du temps passé en situation de dépendance. Au regard des travaux récents dans le cas français, on semble se situer dans un scénario médian de relative stabilité de la morbidité, n'impliquant ni une contraction ni une expansion du temps passé en situation de dépendance, mais uniquement son décalage dans le temps (Cambois et Robine, 2006 ; Duée et Rebillard, 2006).

Malgré tout, même en postulant une relative stabilité de la morbidité, les effets de cohorte liés au vieillissement de la population se traduiront par une augmentation du nombre de personnes ayant besoin d'aide dans les activités quotidiennes. Les plus de 75 ans, qui représentaient 37% des plus de 65 ans en 1960, en représentent aujourd'hui 53% et en représenteront 61% en 2060. En plus de l'entrée progressive dans le troisième âge des générations du baby boom, cette forte évolution démographique s'explique par les gains d'espérance de vie. De 1960 à 2000, l'espérance de vie des femmes à 60 ans est en effet passée de 15,6 à 21,2 ans tandis que leur espérance de vie à 80 ans est passée de 6,3 à 9,5 ans. Sur la même période, nous observons des évolutions semblables chez les hommes, leur espérance de vie à 60 ans étant passée de 12,5 à 16,7 ans et à 80 ans de 5,1 à 7,6 ans (OCDE, 2005). Par ailleurs, il semblerait que la période de vie en situation de dépendance « lourde » ait tendance à se contracter au profit d'une période légèrement plus longue en situation de dépendance « faible ou modérée » (Cambois et Robine, 2006). Cette tendance, si elle s'avère confirmée par les travaux futurs, favoriserait le vieillissement à domicile des populations âgées et renforcerait donc le rôle des aidants familiaux dans la prise en charge.

L'étude de l'aide familiale se trouve à la croisée de nombreux champs disciplinaires tels que la démographie, l'économie, l'histoire, la gérontologie ou la sociologie. Dans le champ économique, au sein duquel s'inscrit cette recherche, l'aide informelle a fait l'objet d'analyses diverses, tant théoriques qu'empiriques. Suivant leurs objets d'étude, ces recherches peuvent relever principalement de l'économie de la famille, de l'économie de la santé, de l'économie du travail ou encore de l'économie publique. Le travail de recherche que nous proposons emprunte plus ou moins directement des éléments d'analyse à chacun de ces champs d'étude économique. Il se construit autour de trois questionnements.

Le premier est relatif au fonctionnement de la « PME familiale »⁸ et vise à comprendre les logiques individuelles et familiales sous-jacentes à l'organisation de la prise en charge et plus particulièrement les mécanismes guidant la formation de ce que nous appellerons les configurations d'aide : comment s'organise le partage du soutien au sein de la famille ? Pourquoi certains individus s'impliquent-ils dans la prise en charge et d'autres pas ? La prise en charge d'une personne âgée dépendante apparaît comme un moment particulièrement propice à l'étude plus générale des mécanismes de solidarités familiales puisqu'elle constitue une période où l'on peut observer des transferts non-marchands intra-familiaux⁹ à la fois denses et impliquant un réseau familial dépassant le périmètre du ménage. L'étude des déterminants démographiques, économiques et sociaux de la mobilisation familiale est par ailleurs riche d'enseignements pour le décideur public puisqu'elle permet en partie d'anticiper les évolutions futures de l'offre d'aide informelle. Identifier en particulier la manière dont l'aide familiale s'ajuste aux nouvelles caractéristiques des familles, induites entre autre par la diminution du nombre moyen d'enfants par famille, la fragilisation des couples, la mobilité géographique croissante des enfants vis-à-vis de leur parent ou encore l'implication accrue des femmes sur le marché du travail, est en effet déterminant pour savoir s'il faut ou non bâtir la prise en charge publique de la dépendance sur un scénario de diminution à venir de l'offre d'aide informelle.

Le second questionnement qui structure ce travail de recherche concerne justement l'insertion sur le marché du travail des aidants potentiels. Nous nous demandons en particulier si l'exercice d'une activité professionnelle et l'aide d'un proche âgé dépendant ne constituent pas deux activités concurrentes. La compréhension des mécanismes d'arbitrage individuel est, ici aussi, importante en termes de politiques publiques. La question est en effet de savoir si une politique publique visant à prolonger l'activité des seniors est compatible avec une politique consistant à soutenir et renforcer le maintien à domicile des personnes âgées dépendantes, solution qui n'est envisageable

⁸Ce terme est emprunté à Marie-Eve Joël.

⁹Le terme de « transferts » est utilisé dans la littérature économique pour définir un ensemble d'aides et de soutiens dont bénéficient des individus ou des ménages. Ils se distinguent des échanges marchands, traditionnellement étudiés par les économistes, au sens où ils n'ont pas de contrepartie immédiate et prennent place en dehors du marché. On distingue généralement les transferts publics, émanant des administrations publiques, des transferts privés, associant directement des individus ou des ménages. Nous parlons ici de transferts intra-familiaux pour décrire des transferts entre individus ou ménages apparentés. Le lecteur pourra se référer à Laferrère et Wolff (2006) qui présentent une revue très détaillée des modèles micro-économiques relatifs aux transferts intra-familiaux. On distingue par ailleurs les transferts financiers en espèce, impliquant des transferts sous forme monétaire, les transferts financiers en nature, impliquant des transferts de biens ou services et enfin les transferts sous forme de services, prépondérants dans le soutien apporté aux personnes âgées dépendantes.

qu'avec le soutien de proches. La question de l'articulation entre temps de travail et temps d'aide renvoie par ailleurs à la question du coût économique de l'aide informelle. En effet, la grande majorité des transferts destinés aux personnes âgées dépendantes s'effectue sous forme de services (Attias-Donfut, 1995 et 1996, Wolff, 2000). A partir de l'enquête européenne SHARE, on évalue en particulier à moins de 5% la proportion d'individus aidant financièrement leurs parents âgés (Attias-Donfut et Wolff, 2007 ; Bonsang, 2007). L'aide apportée sous forme de services n'est cependant pas gratuite et il convient, pour nourrir la réflexion sur le partage optimal entre solidarités privées et solidarités publiques, d'évaluer les couts, privés et sociaux, induits par la production familiale de prise en charge. L'étude du possible renoncement, partiel ou total, au marché du travail s'inscrit directement dans cette démarche.

Enfin, la troisième thématique de recherche que nous proposons d'étudier concerne l'articulation des transferts publics et privés destinés aux personnes âgées dépendantes. En particulier, une question centrale est celle de la manière dont la famille ajuste sa production de prise en charge lorsque l'Etat, par l'intermédiaire par exemple d'un financement public de l'aide professionnelle, offre lui aussi des soins de longue durée. Cette question renvoie au traditionnel effet d'éviction pointé par les économistes, selon lequel le renforcement des solidarités publiques se traduirait par un affaiblissement des solidarités familiales. Si l'objectif du décideur public est bel et bien d'accroître la prise en charge, en finançant une aide professionnelle venant s'ajouter à l'aide informelle préexistante, la présence d'un effet d'éviction mettrait en évidence une perte d'efficacité des politiques publiques destinées aux personnes âgées dépendantes C'est la perspective des premiers travaux sur cette question (Pezzin et al, 1996 ; Ettner, 1994 ; Hoeger et al., 1996). Cependant, le décideur public peut aussi avoir pour objectif de soulager les aidants informels d'une partie de la prise en charge, en particulier si celle-ci se traduit par une réduction de l'implication des aidants sur le marché du travail ou par une détérioration de leur état de santé, deux effets indirectement coûteux pour les pouvoirs publics. Dans ce cas, le fait d'observer une diminution de l'aide familiale suite au recours à une aide professionnelle financée par l'Etat ne correspondrait pas un à effet indésirable.

Nous menons dans ce travail une analyse micro-économétrique des comportements individuels et familiaux de prise en charge. Trois caractéristiques importantes de notre approche méthodologique doivent être soulignées.

La première est qu'elle est restreinte à l'aide familiale dont bénéficient les personnes âgées dépendantes vivant en domicile ordinaire. En excluant de notre champ d'étude les personnes en institution, nous privons l'analyse d'une population dont les besoins de prises en charge sont généralement supérieurs à ceux vivant à domicile mais surtout d'une composante importante de la décision familiale de prise en charge. Choisir de soutenir une personne âgée dépendante à domicile ou au contraire de la « placer » en institution constitue un préalable à de nombreuses décisions individuelles et familiales relatives à l'organisation de la prise en charge. Le lecteur doit donc garder à l'esprit que notre analyse est menée sur une population sélectionnée, ayant fait le « choix » de demeurer à domicile. Cette restriction est cependant pertinente au regard du rôle déterminant que les familles jouent, dans ce cas, dans la production de prise en charge et de la volonté des pouvoirs publics de favoriser le soutien à domicile. Par ailleurs, l'élargissement de notre champ d'étude aux choix de mise en institution bute sur le manque de données dont nous disposons au moment de réaliser cette étude. En effet, à notre connaissance, il n'existe pas de données d'enquête permettant d'étudier au niveau français ou européen le choix de mise en institution sans renoncer à l'un ou l'autre des trois questionnements sur lesquels nous souhaitons centrer notre réflexion.

Une autre caractéristique importante de notre travail est la place particulière que nous accordons à l'analyse des comportements d'aide des enfants des personnes âgées dépendantes ne pouvant plus compter sur l'aide d'un conjoint. Se focaliser sur l'aide des enfants présente de notre point de vue deux intérêts majeurs. Premièrement, bien que les conjoints soient la principale source d'aide, les enfants sont *a priori* sujets à des arbitrages économiques plus prégnants. Pour les conjoints en effet, le choix de s'impliquer ou non dans la prise en charge apparaît fortement contraint par des considérations normatives tout autant que par une logique économique voulant que leur aide, en particulier en tant que cohabitant inactif, soit relativement moins coûteuse que celle des autres membres de la famille. Pour les enfants en revanche, le choix de s'impliquer ou non dans la prise en charge et le choix du degré d'implication est moins « automatique », d'une part parce qu'ils ont dans une certaine mesure la possibilité de faire reposer la prise en charge sur leurs frères et sœurs et d'autre part parce que leur aide peut s'avérer relativement coûteuse dès lors par exemple qu'ils habitent à une certaine distance du parent dépendant ou qu'ils doivent renoncer à tout ou partie de leur activité professionnelle. Par ailleurs, le comportement d'aide des enfants, très majoritairement non-cohabitants avec leur parent, est plus facilement observable que celui des conjoints. Il est en effet relativement difficile de distinguer dans le cas des cohabitants les comportements relevant

d'une organisation domestique préalable à l'entrée en dépendance d'un membre du ménage de ceux relevant directement de la prise en charge d'une personne âgée dépendante¹⁰. Nous portons finalement un regard plus précis sur le comportement des enfants lorsque le parent dépendant ne peut plus compter sur l'aide d'un conjoint puisque les enfants sont dans ce cas la principale source de prise en charge. L'analyse montre par ailleurs que les comportements et les contraintes pesant collectivement sur les enfants d'une même fratrie ne sont pas les mêmes suivant que le parent dépendant a ou non un conjoint à ses côtés¹¹.

Enfin, il convient de souligner que notre objet d'étude exige de disposer de données particulièrement riches. L'étude empirique des transferts au sein de la famille et des comportements sous-jacents nécessite en effet des informations sur les transferts eux-mêmes (leur existence et le cas échéant leur nature et leur intensité), sur les caractéristiques des bénéficiaires de ces transferts (les personnes âgées dépendantes dans notre cas), sur les caractéristiques des aidants, mais aussi sur l'ensemble des aidants potentiels dès lors que l'on étudie la formation des configurations d'aide familiales. Nos estimations économétriques sont menées sur deux sources de données qui comportent l'essentiel des informations dont nous avons besoin : l'enquête SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) et l'enquête HSM (Handicap-Santé Ménage).

L'analyse effectuée s'organise autour de quatre chapitres. Le Chapitre 1 repose sur une analyse en statistiques descriptives des comportements individuels et familiaux de prise en charge. Il propose dans un premier temps une comparaison européenne de la mobilisation familiale puis, sous la forme de trois coups de projecteurs statistiques, une première analyse des questions qui feront l'objet de modélisations micro-économétriques dans les chapitres suivants : (i) l'articulation des décisions individuelles d'aide au sein de la famille, (ii) l'articulation au niveau individuel entre soutien à un parent âgé dépendant et activité professionnelle et (iii) l'articulation entre aide informelle et aide professionnelle.

Le Chapitre 2 prolonge l'analyse de la formation des configurations d'aide au sein de la famille. Nous nous intéressons ici plus spécifiquement aux comportements d'aide des enfants et à la manière dont les décisions individuelles de participer ou non à la prise en charge s'articulent au sein

¹⁰Cette difficulté n'est pas propre aux chercheurs travaillant sur ces questions, mais caractérise aussi les cohabitants eux-mêmes. Elle se traduit dès lors dans les enquêtes par un nombre important de non réponses de la part des cohabitants lorsqu'il s'agit de déclarer des temps d'aide ou alors au contraire par des individus déclarant aider 24 heures sur 24.

¹¹Cf. l'étude menée dans la section 1.4 du chapitre 1.

d'une même fratrie. Nous nous demandons en particulier si l'implication dans la prise en charge d'un enfant tend à favoriser ou au contraire à freiner l'implication des frères et sœurs. L'analyse empirique est restreinte aux fratries composées de deux enfants et est effectuée à partir des données de l'enquête SHARE. Les interactions endogènes au sein de la fratrie sont capturées grâce à la spécification d'un modèle micro-économétrique sous forme de jeu discret dans lequel la configuration d'aide observée au sein d'une fratrie est supposée correspondre à un équilibre de Nash. L'une des principales originalités méthodologiques de ce chapitre est de tenir compte explicitement dans l'estimation du modèle de la présence d'équilibres multiples ou d'absence d'équilibre.

Le Chapitre 3 approfondit l'analyse de l'arbitrage individuel entre offre de travail et offre d'aide informelle initiée au chapitre 1. Dans une première partie de l'analyse, nous testons la validité empirique de la stricte substitution entre les deux activités qu'implique le modèle micro-économique standard proposé par la littérature. Nous spécifions pour cela un modèle à deux équations permettant de tenir compte, d'une part, de la simultanéité des décisions relatives au temps de travail et au temps d'aide et, d'autre part, de la censure caractérisant chacune des deux variables. L'un des principaux intérêts du modèle est de permettre d'identifier à la fois l'effet sur le temps de travail d'un choc exogène sur le temps d'aide et réciproquement, l'effet sur le temps d'aide d'un choc exogène sur le temps de travail. Estimé à partir des données de l'enquête SHARE sur la population âgée de 50 à 65 ans, l'articulation entre temps de travail et temps d'aide invalide partiellement le modèle micro-économique standard et nous conduit à reformuler ce dernier pour mettre en adéquation modélisation théorique de l'arbitrage et observations empiriques.

Le Chapitre 4 s'intéresse spécifiquement à la question de l'articulation entre soutien familial et soutien public. L'analyse est menée dans le contexte français et étudie comment l'aide apportée par la famille s'ajuste aux recours à l'aide professionnelle financée par l'intermédiaire de l'APA. Nous proposons dans ce sens une comparaison statistique de l'aide reçue par les bénéficiaires de l'APA avec l'aide reçue par un groupe de contrôle composé de non bénéficiaires de l'APA. Pour construire le groupe de contrôle, nous adoptons la procédure proposée par Rosembaum et Rubin (1985), en sélectionnant parmi les non bénéficiaires de l'APA ceux ayant des caractéristiques connues identiques aux bénéficiaires de l'APA. Nous utilisons pour cela les données de l'enquête HSM et évaluons l'effet de l'APA sur un échantillon représentatif de bénéficiaires au regard de trois critères : le recours à l'aide informelle, l'intensité de cette aide et son étendue.

Chapitre 1

L'aide informelle aux personnes âgées dépendantes en France et en Europe : analyse en statistiques descriptives

Résumé

Ce chapitre introduit les modélisations micro-économétriques proposées dans les chapitres suivants. A partir des données issues des enquêtes Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) et Handicap-Santé Ménage (HSM) nous proposons une étude statistique des comportements individuels et familiaux de prise en charge des personnes âgées dépendantes. Une comparaison au niveau européen fait apparaître une remarquable homogénéité de la mobilisation familiale autour des personnes âgées dépendantes. Le traditionnel gradient Nord-Sud révèle cependant des modalités d'aide différentes d'un pays à l'autre. Les cohabitations inter-générationnelles, fréquentes dans les pays du Sud mais quasi-inexistantes dans les pays du Nord sont en effet compensée par une aide des non cohabitants plus répandue dans le Nord que dans le Sud. Trois questionnements en termes de politiques publiques sont présentés, puis étudiés à partir de trois analyses statistiques spécifiques. La première, qui introduit la modélisation micro-économique menée au chapitre 2, s'intéresse aux interactions intra-familiales. Nous montrons que l'absence de conjoint auprès du parent dépendant accroît l'implication des enfants et semble orienter l'implication individuelle des enfants vers une logique de fratrie visant à assurer au parent une probabilité de soutien identique quel que soit le nombre d'enfants. Ce résultat illustre vraisemblablement la présence d'interactions entre les enfants d'une même fratrie dans le cas où le parent ne peut pas compter sur l'aide d'un conjoint. La seconde analyse, prolongée dans le chapitre 3, s'intéresse à la manière dont les Européens âgés de 50 à 65 articulent aide à un parent âgé et exercice d'une activité professionnelle. En première analyse, les deux activités n'apparaissent que partiellement concurrentes : même si l'intensité de l'aide semble affectée négativement la participation au marché du travail, les aidants sont caractérisés en moyenne par un taux d'emploi légèrement plus élevé que les non aidants. Enfin, la dernière analyse proposée, introduisant celle menée au chapitre 4, étudie l'aide apportée à domicile par des intervenants professionnels et la manière dont celle-ci s'inscrit dans les configurations d'aide familiales. Il apparaît que la majorité des aidants professionnels interviennent aux côtés d'aidants informels, ces derniers ne semblant pas se désengager lorsque des professionnels interviennent dans la prise en charge.

Abstract

This chapter introduces the micro-econometric models proposed in the next chapters. Using two surveys, the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) and the Disability-HealthCare Household (Handicap-Santé Ménage, HSM), we outline a statistical analysis of individual and family care provided for frail elderly. A European comparison displays a remarkably homogeneity of family support even though the traditional North-South gradient highlights different care modalities across countries. In Northern countries for instance, intergenerational co-residence is offset by the more frequent assistance given by non-co-resident children. From a public policy perspective, three issues are introduced. Each one leads us to propose three specific statistical analyses which introduce respectively the micro-econometric approaches presented in Chapter 2, 3 and 4. The first one focuses on the interactions within the family. When the parent has no spouse, our main findings indicate that children are more frequently involved in care and that support seems to be driven by a sibling logic according to which the probability that the parent will be supported is identical regardless of the number of children. This last result is likely to illustrate the presence of interactions between siblings in the decisions to provide care to a single parent. The second analysis investigates the way in which Europeans aged 50 to 65 articulate care provided for an elderly parent and participation to the labour market. Both activities appear as competing, but only partially : even if the intensity of care provision reduces participation in the labour market, caregivers are characterized on average by a slightly higher employment rate than non-caregivers. The last analysis proposes to examine the care provided at home by professionals and how it interacts with family support. Our results show that the majority of professional caregivers are involved alongside informal caregivers, suggesting that family does not seem to withdrawal when professionals are involved in care.

1.1 Introduction

En 1982, un numéro spécial de la revue *Gérontologie et Société* est consacré à la thématique « Famille et Générations ». Dans l'article de présentation du numéro, Paul Paillat, démographe et fondateur de la revue, fait le constat d'un manque profond de connaissances statistiques sur ces "*méconnues que sont les familles*" prenant en charge les personnes fragiles ou handicapées. Selon Paul Paillat, "*le langage commun (...) réduit la famille à sa version nucléaire, pour ne pas dire nucléarisée : le couple et ses descendants ; les statisticiens vont même plus loin en ne prenant en compte que les descendants cohabitants dans les enquêtes sur les ménages ou dans l'exploitation classique du recensement. Nous arrivons à une situation doublement critique : non seulement nous ignorons comment sont constituées les familles-lignées et a fortiori la répartition de celles qui comportent deux, trois, quatre, voir cinq étages (ou générations successives), mais encore nous n'avons aucun moyen de les observer de façon continue sur une base nationale, régionale ou socio-professionnelle. Nous sommes hors d'état de savoir si les personnes âgées d'aujourd'hui ont ou n'ont pas de descendants qui, théoriquement, pourraient veiller à ce que leur vieillesse soit aussi décente que possible, matériellement et affectivement. (...) Nous nous trouvons en face d'une de ces trop nombreuses "terrae incognitae" qui font de la carte sociale une résille*" (Paillat, 1982).

Ce constat s'inscrit dans une période de « redécouverte » des solidarités familiales (UDAF 49, 2009). Alors que celles-ci étaient perçues depuis plusieurs décennies comme en voie d'effritement¹, de nombreux travaux ont remis en cause dans les années 70 la rupture entre générations dans la famille à partir de deux constats résumés par Pitrou (1982). D'une part, les historiens ont mis en évidence le fait que les modèles familiaux anciens étaient beaucoup plus nucléaires qu'on ne l'a prétendu, et ce dans la plupart des régions et des époques. D'autre part, les sociologues ont

¹En 1943, Talcott Parsons, sociologue américain, écrivait dans la revue *American Anthropologist* : "*The isolation of the conjugal unit in this country is in strong contrast to much of the historic structure of European society. (...) This relative absence of any structural bias in favor of solidarity with the ascendant and descendant families in any one line of descent has enormously increased the structural isolation of the individual conjugal family*". Dans la dernière partie de son article, Talcott Parsons aborde la question des personnes âgées : "*Finally, a word may be said about one further problem of American society in which kinship plays a prominent part, the situation of the aged. (...) The obverse of the emancipation, upon marriage and occupational independence, of children from their families of orientation is the depletion of that family until the older couple is finally left alone. This situation is in strong contrast to kinship systems in which membership in a kinship unit is continuous throughout the life cycle*" (Parsons, 1943). La théorie de la « nucléarisation » de la famille proposée par Talcott Parsons, très influente durant la période de l'après guerre, est fondée sur l'idée que la modernisation des sociétés avaient privées la famille de ses fonctions traditionnelles. L'industrialisation, l'urbanisation et l'émergence de l'Etat providence aurait conduit à l'éclatement de la famille étendue.

constaté la pérennité des réseaux familiaux d'entraides dans nos sociétés modernes. Les travaux du Cambridge Group (Laslett, 1972) en Angleterre, puis les travaux précurseurs en France d'Agnès Pitrou (1977, 1978), Louis Roussel (Roussel et Bourguignon, 1976) et Catherine Gokalp (1978) dans la seconde moitié des années 70 ont de ce point de vue mis en évidence l'existence de liens familiaux étroits, allant au-delà de la famille nucléaire ou du ménage (Minonzio, 2004). Depuis, un certain nombre d'enquêtes statistiques ont permis d'étayer l'existence de liens d'entraides denses au sein de la famille². Ce chapitre se situe dans le prolongement de ces travaux. A partir de deux enquêtes, l'enquête Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) et l'enquête Handicap-Santé Ménage (HSM), nous présentons ici une description statistique de l'aide familiale destinée aux personnes âgées dépendantes.

L'analyse proposée dans ce chapitre vise dans un premier temps à apporter certaines données de cadrage, au niveau européen, sur le soutien que la famille apporte aux personnes âgées dépendant. Dans un second temps, nous présentons ce qu'il nous a semblé être trois des principaux enjeux actuels en termes de politiques publiques. Trois éclairages empiriques spécifiques sont alors portés sur l'aide informelle, reposant pour l'essentiel sur des analyses statistiques bivariées. Ces analyses nous ont semblé comme une étape préliminaire aux analyses multivariées que nous menons dans les chapitres suivants. Elles apportent un éclairage brut sur les comportements d'aide et permettent de discuter d'un certain nombre d'effets causaux que nous tâcherons d'identifier dans les chapitres suivants à travers une approche micro-économétrique.

La suite de ce chapitre est organisée de la manière suivante. La section 1.2 présente les enquêtes que nous utilisons dans notre travail. La section 1.3 propose une comparaison statistique au niveau européen de la mobilisation familiale auprès des personnes âgées dépendantes et présente les questionnements structurant la suite de notre travail. La section 1.4 interroge l'existence d'interactions au sein de la famille dans les décisions individuelles de venir en aide à un proche âgé dépendant. La section 1.5 pose la problématique de l'articulation entre activité professionnelle et activité d'aidant au sein de la population des seniors européens confrontés à la dépendance d'un parent sans conjoint. La section 1.6 introduit dans notre champ d'analyse l'aide professionnelle

²Dans le cas français, on pourra citer l'enquête « Proches et parents » de l'INED, l'enquête « Trois Générations » de la CNAV ou encore l'enquête « Budget des Familles » de l'INSEE qui permet d'évaluer les flux financiers intra-familiaux. Pour une liste plus exhaustive, le lecteur pourra se référer à l'article de Minonzio (2004) qui retrace l'histoire des solidarités familiales dans l'espace public.

que les individus peuvent par ailleurs recevoir à domicile et questionne la manière dont cette aide s'articule avec l'aide apportée par la famille. Enfin, la section 1.7 conclut.

1.2 Enquêtes statistiques utilisées

Les différents éclairages empiriques portés sur l'aide informelle que nous proposons sont basés sur l'exploitation de deux enquêtes : l'enquête SHARE et l'enquête HSM.

1.2.1 L'enquête SHARE

L'enquête SHARE est une enquête européenne représentative des individus de plus de 50 ans. L'enquête permet de récolter diverses informations sur les caractéristiques sociodémographiques des individus enquêtés, leur état de santé, leur situation passée et présente vis-à-vis du marché du travail, leurs liens familiaux, leurs consommations, leur revenu ou encore leur épargne. SHARE est une enquête longitudinale. Aujourd'hui, trois vagues d'enquête sont à la disposition de la communauté scientifique. La première vague a été conduite en 2004 et 2005 dans 11 pays représentatifs de différentes régions allant de la Scandinavie (Danemark et Suède) à l'Europe du sud (Espagne, Grèce et Italie) en passant par les pays d'Europe continentale (Allemagne, Autriche, Belgique, France, Pays-Bas et Suisse). L'enquête a par la suite été étendue à l'Israël, la République Tchèque, la Pologne et l'Irlande lors de la seconde vague collectée en 2006-2007. Enfin, en 2008-2009, l'observation des individus a été complétée par un questionnaire rétrospectif visant à relier les informations récoltées en période courante aux histoires de vie. Pour une présentation précise de l'enquête SHARE, le lecteur pourra se référer à Börsch-Supan and Jürges (2005), Schröder (2011), ou encore aux numéros spéciaux qu'ont consacrées à l'enquête les revues *Economie et Statistique* (Blanchet et al., 2007) et *Retraites et Société* (Attias-Donfut et Sirven, 2009a, 2009b).

Dans notre travail, l'enquête SHARE est exploitée dans les chapitres 1 (à l'exception de la sous-section 1.6 relative à l'articulation entre aide informelle et aide professionnelle), 2 et 3. Le chapitre 2 mobilise les données de la première vague de l'enquête tandis que l'analyse menée dans le chapitre 3 est effectuée à partir des données de la seconde vague.

Les informations individuelles et familiales dont nous avons besoin pour répondre aux questionnements propres aux chapitres 2 et 3 nous ont par ailleurs conduit à appréhender de manières différentes dans les deux cas la base de données. En introduction, nous avons mis en avant la nécessité de disposer de données fines sur la personne âgée dépendante mais aussi sur les aidants familiaux potentiels. Or, un seul individu est enquêté par famille. Nous disposons dès lors de nombreuses informations individuelles (sur l'individu enquêté) mais d'une information plus restreinte sur les caractéristiques et comportements des autres membres de la famille. Il a donc fallu, suivant la réflexion que nous souhaitions mener, arbitrer entre deux options. La première consiste à considérer l'individu enquêté comme un parent dépendant potentiel. Nous disposons alors d'informations précises sur le niveau de dépendance du parent et sur la configuration d'aide qui l'entoure. En revanche, nous disposons de relativement peu d'informations sur les caractéristiques individuelles des aidants potentiels, en particulier les enfants. La seconde option consiste à considérer l'individu enquêté comme un aidant potentiel, i.e. un enfant dans notre cas. Nous disposons alors d'informations relativement précises sur les caractéristiques et comportements de l'enfant considéré, en particulier son comportement d'aide et son comportement face au marché du travail, mais de relativement peu d'information sur la personne aidée. Comparée à l'option précédente, nous perdons en particulier les informations sur le niveau d'incapacité du parent, son lieu de vie, son recours potentiel à de l'aide professionnelle et sur les configurations d'aide, i.e. les comportements d'aide des autres membres de la famille. Le choix de l'une ou l'autre des options est dicté par l'objectif principal de l'étude. Dans le chapitre 2, nous appréhendons les individus enquêtés comme des parents dépendants potentiels afin de disposer du maximum d'informations sur les configurations d'aide les entourant. En revanche dans le chapitre 3, nous appréhendons les individus enquêtés comme des aidants potentiels afin principalement de disposer d'informations sur leur temps de travail.

1.2.2 L'enquête HSM

L'enquête Handicap-Santé, réalisée en France par l'INSEE et la DREES, vise à renouveler l'opération de l'enquête Handicap Incapacité Dépendance (HID) menée en 1998-1999. L'objectif de l'enquête est d'estimer le nombre de personnes en situation de handicap, de décrire les aides dont elles bénéficient (ou dont elles auraient besoin) et de mesurer les désavantages sociaux qu'elles

rencontrent. L'enquête comprend un volet « Ménages » (HSM) et un volet « Institutions » (HSI)³.

Nous utilisons dans ce travail les données issues de l'enquête « Ménages », collectée en 2008. L'échantillon est constitué de 29931 individus. Une enquête filtre préliminaire, l'enquête Vie Quotidienne et Santé (VQS) a préalablement été réalisée en 2007 auprès de 141141 ménages afin de construire un échantillon HSM surreprésentant les personnes en situation de handicap.

Les données de l'enquête HSM sont utilisées dans notre travail pour questionner l'articulation entre l'aide informelle et l'aide professionnelle (section 1.6 du présent chapitre) et plus précisément les effets de l'aide professionnelle financée par l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) sur la mobilisation familiale (chapitre 4).

Etudier les effets des solidarités publiques sur les solidarités privées à partir de données nationales, plutôt que des données européennes (SHARE) permet de "fixer" le contexte institutionnel, déterminant au regard de l'objet de l'étude⁴. Par ailleurs, les données HSM permettent de disposer de données relativement plus riches que celles de l'enquête SHARE sur l'aide professionnelle reçue par les individus enquêtés.

L'enquête HSM a servi de base de sondage à l'enquête Handicap-Santé Aidants (HSA) « informels ». A partir des informations recueillies auprès des individus enquêtés dans HSM, l'enquête HSA visait à interroger les individus (non professionnels) qui apportent régulièrement une aide pour des raisons de santé ou de handicap. Les données recueillies à partir de cette enquête permettent d'apporter un éclairage plus précis sur le soutien que les aidants informels apportent aux personnes vivant en domicile ordinaire et ayant des difficultés à réaliser certaines activités de la vie quotidienne. Elles permettent par ailleurs de décrire la qualité de vie des aidants et la manière dont l'aide qu'ils apportent s'articule avec leurs activités professionnelles ou sociales. Les données de l'enquête HSA ne sont pas exploitées dans ce travail. Elles nous serviront cependant dans un futur proche à étudier les effets du recours à l'APA sur la qualité de vie des aidants.

³Pour des informations plus précises le lecteur pourra se référer au site internet fréquemment actualisé de l'enquête : <http://www.sante.gouv.fr/handicap-sante.html>.

⁴Il convient en l'espèce de relativiser ce constat puisqu'il persiste en France des disparités importantes, entre départements, quand à l'attribution et à la gestion de l'APA (Jeger, 2005).

1.3 La mobilisation familiale dans l'aide aux personnes âgées dépendantes en Europe

Restituer les logiques familiales suppose d'observer la configuration familiale des personnes âgées dépendantes et l'implication de chacun de ses membres. Ceci est possible, à quelques restrictions près, dans l'enquête SHARE. Il faut pour cela constituer un échantillon de personnes âgées dépendantes, dont on observe correctement la configuration familiale.

Nous utilisons dans cette section les données issues de la première vague de l'enquête SHARE. L'échantillon comprend 22 777 individus. Parmi eux, tous n'ont pas répondu à l'intégralité du questionnaire. Le protocole de l'enquête prévoyait en effet de poser certaines questions, telles celles relatives aux enfants de l'individu ou à l'aide non professionnelle reçue, à une seule personne par couple d'enquêtés, le family respondent. Chaque ménage ne comprend qu'un family respondent. Parmi les 22 777 individus que contient la base, 15 930 sont codés family respondent. Parmi eux, 10 103 déclarent vivre en couple et 5 809 déclarent ne pas avoir de conjoint cohabitant, 18 individus n'ayant pas donné l'information.

Le protocole d'enquête prévoyait aussi d'interviewer les conjoints des individus éligibles. Cependant 3 253 conjoints n'ont pas été vus. Le manque d'information sur leur niveau de dépendance est fortement préjudiciable à notre analyse : en effet, lorsque le family respondent est dépendant, son conjoint peut être le principal aidant potentiel ou au contraire une deuxième personne à aider selon qu'il est lui-même dépendant ou non, ce qui modifie sensiblement la donne pour l'implication des enfants dans l'aide. Nous avons dès lors exclu de l'analyse les 3 253 individus dont le conjoint n'a pas été vu et les 18 individus pour lesquelles on ne sait pas s'ils cohabitent ou non avec un conjoint. Nous avons de plus exclu de l'analyse les couples comprenant deux individus dépendants : dans ce cas, l'existence d'un cohabitant a en effet une signification très différente puisqu'il ne s'agit pas d'un aidant potentiel⁵.

Parmi les 12 660 observations ainsi sélectionnées (5 809 individus vivant sans conjoint et 6 851 couples d'individus), 6 911 observations, assimilables à des ménages, comprennent un individu âgé

⁵Au regard de l'aide apportée par des membres extérieurs au ménage, que nous qualifierons par la suite d'aide « à distance », les ménages comportant un couple dont les deux membres sont dépendants doivent être distingués et analysés séparément des couples dans lesquels un seul individu est dépendant. Ils sont cependant en trop faible nombre dans l'échantillon pour être étudiés ici.

de plus de 65 ans. Nous focalisons ici l'analyse comparative sur six pays, représentant de façon assez schématique différentes positions de curseur entre solidarités collective et familiale dans les principes de leur système de protection sociale : les pays du nord de l'Europe (Suède et Pays-Bas) ; les pays d'Europe « continentale » (France et Allemagne) ; et enfin, ceux du sud de l'Europe (Italie et Espagne). En ne considérant que les données relatives à ces 6 pays, notre sous-échantillon est au final composé de 4 655 observations.

1.3.1 Entre cohabitation et aide à distance

Dans le questionnaire SHARE, l'aide apportée par un membre de l'entourage (famille, voisin, ami, ou autres proches) n'est pas appréciée de la même façon selon que l'individu fait ou non partie du ménage de la personne âgée dépendante. Les personnes extérieures au ménage sont interrogées sur l'aide qu'elles apportent aux soins personnels, aux tâches ménagères et aux tâches administratives. Les membres du ménage ne sont questionnés que sur les soins personnels. En effet, concernant les tâches ménagères et administratives, il est difficile d'isoler ce qui relève d'une aide fournie en réponse à la dépendance de ce qui renvoie à une simple répartition des tâches à l'intérieur du ménage. Pour autant, le fait qu'une personne âgée dépendante ne vive pas seule modifie potentiellement l'implication du reste de la famille, même si les cohabitants ne fournissent aucune aide pour les soins du corps. L'étude du soutien familial apporté aux personnes âgées dépendantes est donc conduite en deux temps.

Dans un premier temps, nous considérons la structure des ménages des personnes âgées dépendantes. Tenant compte de cette structure, nous nous intéressons ensuite à l'aide fournie « à distance », c'est-à-dire par des personnes de la famille qui ne cohabitent pas avec la personne aidée. Cette approche change considérablement le rôle d'une variable classiquement retenue parmi les déterminants des transferts entre ménages : celle de la distance entre le ménage de la personne âgée et ceux de ses aidants potentiels. En effet, la cohabitation (correspondant à une distance nulle) devient une modalité même du comportement d'aide, c'est-à-dire du phénomène que l'on cherche à expliquer.

Proportion d'individu de plus de 65 ans souffrant d'incapacité en Europe

Préalablement à la description des configurations d'aide, il est nécessaire d'identifier les individus ayant besoin d'assistance pour réaliser certaines activités de la vie quotidienne. Il existe différentes approches permettant d'identifier au sein d'une population les personnes ayant des difficultés à réaliser seules certaines activités de la vie quotidienne (Beaufils, 1997)⁶. Suivant le degré du besoin d'aide retenu, la proportion de personnes identifiées comme dépendantes peut varier du simple au triple (Colin, 2003).

Nous avons ici attribué un périmètre très large à la notion de dépendance, afin de disposer d'échantillons suffisamment fournis. Ce choix permet aussi de rendre les échantillons plus comparables d'un pays à l'autre. En effet, l'enquête SHARE ne porte que sur les personnes vivant en domicile ordinaire : on ne tient donc pas compte de celles qui vivent en établissements d'hébergement collectif. Or les taux d'institutionnalisation des personnes âgées sont très variables d'un pays à l'autre : faibles dans les pays du Sud de l'Europe (2,8 % 100 pour l'Espagne et 2,7 % pour l'Italie), ils sont nettement plus importants dans les pays du Nord (8,2 % pour la Suède et 8,8 % pour les Pays-Bas), les pays « continentaux » ayant une position intermédiaire (6,8 % pour la France et l'Allemagne) (Assous et Ralle, 2000). On peut craindre que, dans les pays à fort taux d'institutionnalisation, les personnes qui restent à domicile malgré de sévères incapacités, présentent des caractéristiques particulières. Cela pourrait fausser la comparaison avec les pays où l'institutionnalisation est rare, et où reste donc à domicile l'ensemble des personnes lourdement dépendantes. L'impact des comportements d'institutionnalisation sur l'échantillon des personnes demeurant à domicile est donc moins fort si l'on considère une population peu dépendante, moins « à risque » d'entrer en maison de retraite.

Trois niveaux d'incapacités sont définis :

- l'incapacité sévère, correspondant aux personnes déclarant avoir des difficultés dans au moins l'une de ces activités de la vie quotidienne : se lever et se mettre au lit, prendre un bain ou une douche, s'habiller ;

⁶Différentes grilles et échelles permettent de mesurer le degré d'incapacité d'un individu. On peut par exemple citer la grille AGGIR, l'indicateur Katz ou l'indicateur Colvez. Le lecteur pourra par exemple se référer à Gramain (1998), Mormiche et Ankri (2002) ou Plisson (2009) pour une présentation de ces échelles de mesure.

- l'incapacité modérée ou légère, correspondant aux personnes déclarant avoir des difficultés dans au moins l'une des activités suivantes : manger, préparer un repas chaud, utiliser les toilettes, se déplacer dans une pièce, aller faire les courses, faire le ménage ou jardiner, prendre des médicaments, passer des appels téléphoniques, gérer de l'argent ou bien utiliser une carte pour se repérer dans un lieu inconnu ;

- l'absence d'incapacité, correspondant aux personnes ne déclarant aucune limitation dans les activités de la vie quotidienne précédentes.

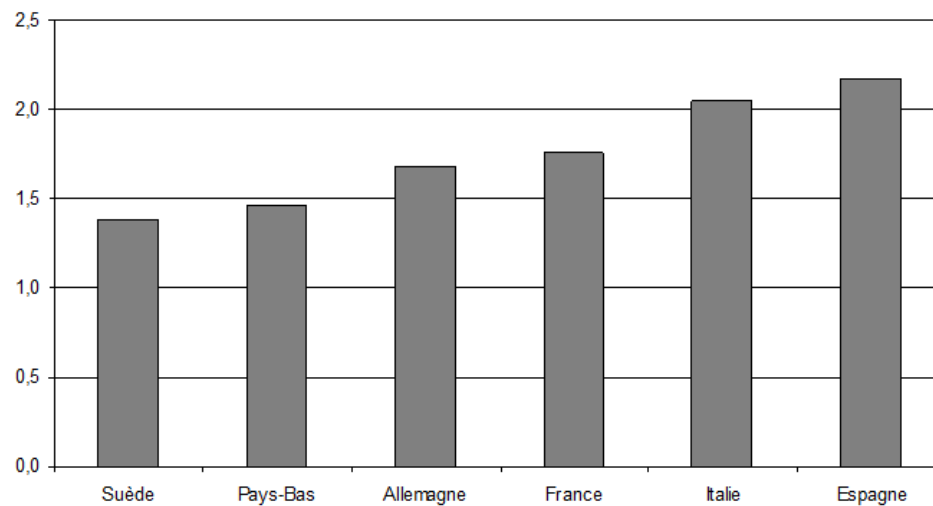
Au regard de la définition extrêmement large de la dépendance que représentent les deux premiers degrés, 31 % des Européens (appartenant aux six pays de notre échantillon) âgés de plus de 65 ans souffrent d'incapacités et la moitié d'entre eux sont touchés par au moins une incapacité sévère. Dans les six pays, la proportion de personnes âgées souffrant d'incapacité est fortement croissante avec l'âge. En particulier, plus de quatre Européens âgés de plus de 85 ans sur dix déclarent au moins une incapacité sévère.

Structure des ménages et cohabitation intergénérationnelle

- Des personnes âgées dépendantes plus isolées au nord de l'Europe

Dans les six pays considérés, la composition des ménages dans lesquels vivent les individus de plus de 65 ans dépendants présente d'importantes différences. Dans les pays du nord de l'Europe (Suède et Pays-Bas), le nombre moyen de personnes par ménage est inférieur à 1,5 tandis qu'il est, en France et en Allemagne, supérieur à 1,5 et supérieur à 2 dans les pays du sud de l'Europe (Espagne et Italie) (graphique 1).

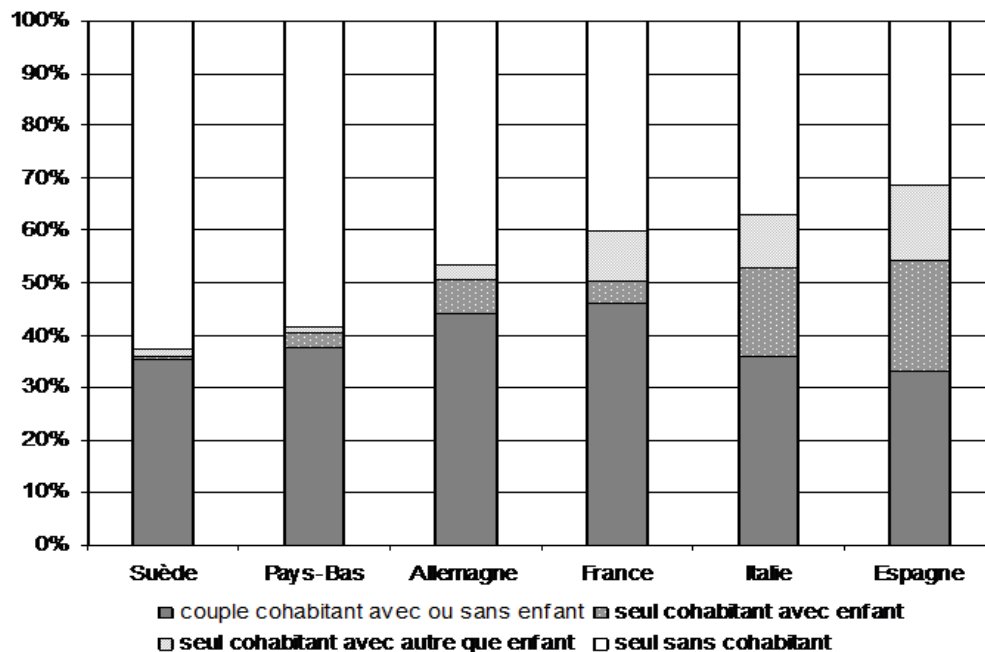
Graphique 1. Taille moyenne des ménages comprenant une personne âgée dépendante



Champ : ménages comprenant une personne âgée de plus de 65 ans souffrant d'incapacité sévère ou d'incapacité modérée ou légère.

Au-delà de la taille des ménages, c'est leur structure même qui varie d'un pays à l'autre. Ainsi, dans les pays du nord de l'Europe la majorité des individus dépendants vivent seuls (graphique 2). Lorsqu'ils cohabitent avec une personne, c'est presque toujours avec leur conjoint. À l'opposé, dans les pays d'Europe du Sud, les personnes âgées dépendantes ne vivent seules que dans environ 35 % des cas. La cohabitation y est donc plus fréquente mais aussi plus large. Les cohabitations avec un conjoint y sont proportionnellement plus faibles que dans les autres pays, mais ceci est plus que compensé par la cohabitation avec un enfant ou avec une autre personne, le plus souvent membre de la famille. La France et l'Allemagne présentent une situation intermédiaire. La part d'individus dépendants vivant seuls y est légèrement plus élevée que dans les pays du sud mais les situations de cohabitation avec un conjoint y sont beaucoup plus fréquentes. Les personnes âgées dépendantes sont donc relativement plus entourées, et donc probablement plus soutenues par des individus cohabitant dans les pays du sud de l'Europe que dans les pays du nord, les pays « continentaux » représentant une situation intermédiaire.

Graphique 2. Configuration des ménages des personnes âgées dépendantes



Note : un individu "seul" est un individu sans conjoint.

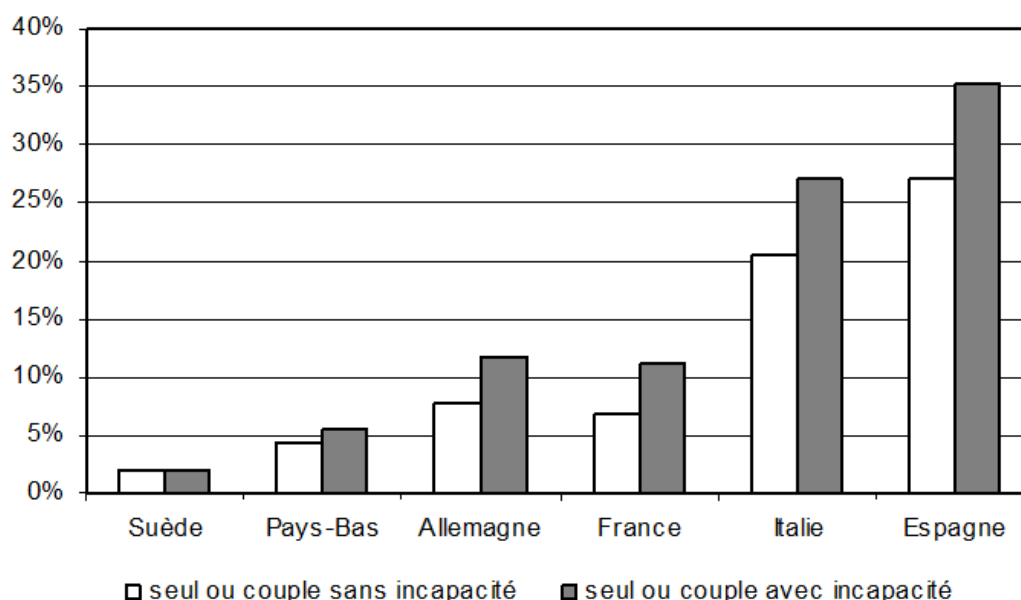
Champ : ménages comprenant une personne âgée de plus de 65 ans souffrant d'incapacité sévère ou d'incapacité modérée ou légère.

- La cohabitation inter-générationnelle comme réponse à la dépendance

Les personnes qui cohabitent avec la personne âgée dépendante constituent un premier cercle d'aidants potentiels pour pallier les difficultés à réaliser certaines activités de la vie quotidienne. Cependant, la situation est de nature différente selon qu'il s'agit du conjoint ou des enfants : alors que la cohabitation avec un conjoint préexiste la plupart du temps à la survenue d'une incapacité au sein du couple, la cohabitation avec les enfants pourrait constituer une réponse à l'entrée en dépendance du parent. Classiquement on distingue en effet deux modes de cohabitation des enfants avec leurs parents âgés : les corésidences de toujours et les recohaborations, qui impliquent des enfants ayant des caractéristiques bien différentes (Attias-Donfut et Renault, 1994). Les personnes de plus de 65 ans cohabitent plus souvent avec un de leurs enfants quand elles souffrent d'incapacité (graphique 3). En Espagne en particulier, un quart des ménages de personnes âgées sans incapacité cohabite avec un enfant ; cette proportion s'élève à un tiers en cas de dépendance. L'effet du degré de dépendance persiste si l'on raisonne toutes choses égales par ailleurs, en particulier à âge et nombre d'enfants fixés (table 1). On constate également d'une part que le degré d'incapacité n'augmente

la probabilité de cohabiter avec un enfant que pour les personnes âgées sans conjoint et d'autre part que cet effet est d'ampleur similaire dans les trois groupes de pays. Même si la cohabitation inter-générationnelle est d'ampleur variable dans les différents pays étudiés, ces premiers résultats confirment qu'elle constitue, pour une part, dans tous ces pays, une réponse à la dépendance d'un parent âgé, dès lors que celui-ci ne peut compter sur la présence d'un conjoint.

Graphique 3. Proportion de ménages dans lesquels une personne âgée dépendante cohabite avec un enfant



Note : un individu "seul" est un individu sans conjoint.

Champ : ménages comprenant une personne âgée de plus de 65 ans.

Table 1. Déterminants de la probabilité de cohabitation avec un enfant (régression logistiqu)

| | Personnes âgées sans conjoint | | Personnes âgées avec conjoint | |
|---|----------------------------------|------------|----------------------------------|------------|
| | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
| Constante | -1.79*** | 0.11 | -2.20*** | 0.16 |
| Indicatrice pays | | | | |
| Suède | -2.14*** | 0.33 | -1.27*** | 0.24 |
| Pays-Bas | -0.84*** | 0.22 | -0.75*** | 0.21 |
| Allemagne | n.s. | n.s. | -0.36** | 0.18 |
| France | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Italie | 1.49*** | 0.14 | 1.44*** | 0.13 |
| Espagne | 1.59*** | 0.13 | 1.46*** | 0.14 |
| Age de la personne âgée ou âge moyen du couple | | | | |
| De 65 à 74 ans | ref. | ref. | ref. | ref. |
| De 75 à 84 ans | -0.26*** | 0.09 | -0.70*** | 0.19 |
| Plus de 85 ans | 0.32*** | 0.11 | n.s. | 0.40 |
| Niveau d'incapacité | | | | |
| Sans incapacité | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Avec incapacité | 0.30*** | 0.10 | 0.07 | 0.09 |
| Variables croisées | | | | |
| Incapacité et Pays | | | | |
| Avec incapacité et Suède | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Avec incapacité et Pays-Bas | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Avec incapacité et Allemagne | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Avec incapacité et France | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Avec incapacité et Italie | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Avec incapacité et Espagne | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Nombre d'enfants | | | | |
| Un enfant | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Plusieurs enfants | 0.14* | 0.08 | n.s. | n.s. |
| Nombre d'observations | 1758 | | 2233 | |

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Champ : ménage comprenant un individu de plus de 65 ans ayant au moins un enfant.

L'aide à distance

À l'aide apportée explicitement ou non par les cohabitants s'ajoute potentiellement l'aide fournie à distance par des individus qui n'habitent pas avec la personne dépendante. L'expression « aide à distance » s'applique à toutes les personnes extérieures au ménage même si elles habitent le même immeuble ou la même rue que le ménage. Cette aide peut être fournie par des membres de la famille, mais aussi par des voisins, amis, ou autres proches.

-Les enfants, principaux aidants à distance

Le questionnaire SHARE permet d'identifier l'aide apportée par des personnes extérieures au ménage selon trois modalités : une aide ménagère, une aide administrative et une aide aux soins personnels.

Un recours différent entre pays à l'aide professionnelle, peut potentiellement expliquer un niveau d'implication différent de la famille selon les pays, particulièrement dans les soins personnels. Ceci ne nous empêche cependant pas de nous interroger sur le partage de l'aide fournie par l'entourage et sur l'identité des aidants (tableau 2).

Table 2. Identité des aidants à distance selon le type d'aide

| | Suè. | P.-B. | All. | Fra. | Ita. | Esp. |
|--------------------------------------|------|-------|------|------|------|------|
| Aide ménagère | | | | | | |
| Enfant | 62% | 45% | 50% | 54% | 51% | 50% |
| Autre appartenant à la famille | 19% | 20% | 27% | 24% | 30% | 27% |
| Autre n'appartenant pas à la famille | 19% | 33% | 22% | 22% | 18% | 16% |
| Aide administrative | | | | | | |
| Enfant | 82% | 60% | 62% | 73% | 56% | 68% |
| Autre appartenant à la famille | 13% | 21% | 24% | 22% | 30% | 27% |
| Autre n'appartenant pas à la famille | 5% | 18% | 13% | 5% | 13% | 6% |
| Soins personnels | | | | | | |
| Enfant | 75% | 56% | 58% | 85% | 50% | 64% |
| Autre appartenant à la famille | 0% | 7% | 25% | 12% | 21% | 31% |
| Autre n'appartenant pas à la famille | 24% | 37% | 17% | 4% | 28% | 5% |

Lecture : En suède, 62% des aidants à distance dans les tâches ménagères sont des enfants de la personne âgée dépendante.

Champ : Ménages des personnes âgées de plus de 65 ans souffrant d'incapacité sévère ou d'incapacité modérée ou légère, couples à deux dépendants exclus, données pondérées.

La majorité de l'aide hors ménage dans les tâches ménagères ou administratives est fournie par un membre de la famille. La part d'aidants informels n'appartenant pas à la famille est cependant

plus importante pour l'aide ménagère que pour l'aide administrative (21 % en moyenne dans l'aide ménagère contre seulement 7 % dans l'aide administrative). Cette différence s'explique en grande partie par l'implication des voisins des personnes âgées dépendantes qui sont plus fréquemment déclarés aidant pour les tâches ménagères (courses, aide à la maison) que pour les tâches administratives, ces dernières justifiant sans doute plus l'implication d'un membre de la famille, en particulier pour ce qui relève de la gestion du budget ou des questions d'ordre juridique. Ceci est particulièrement le cas en Suède, France et Espagne, où 95 % des aidants dans les tâches administratives sont des membres de la famille de la personne âgée dépendante. Au regard des deux modalités d'aide, ce sont les enfants qui, au sein de la famille, sont le plus souvent déclarés aidant à distance. Ils représentent en moyenne dans les six pays environ deux tiers des aidants familiaux dans les deux cas, les autres aidants familiaux les plus souvent cités étant les beaux-enfants et les petits enfants.

Les aidants familiaux déclarés sont aussi majoritairement des enfants dans le cas de l'aide dans les soins personnels. La part d'enfant parmi les aidants déclarés est cependant légèrement plus importante en Suède, Pays-Bas et France qu'en Allemagne, Italie et Espagne (93 % en moyenne dans le premier groupe de pays contre 69 % dans le second)⁷.

- L'aide à distance s'ajuste à la présence de cohabitants et au besoin de prise en charge de la personne âgée dépendante

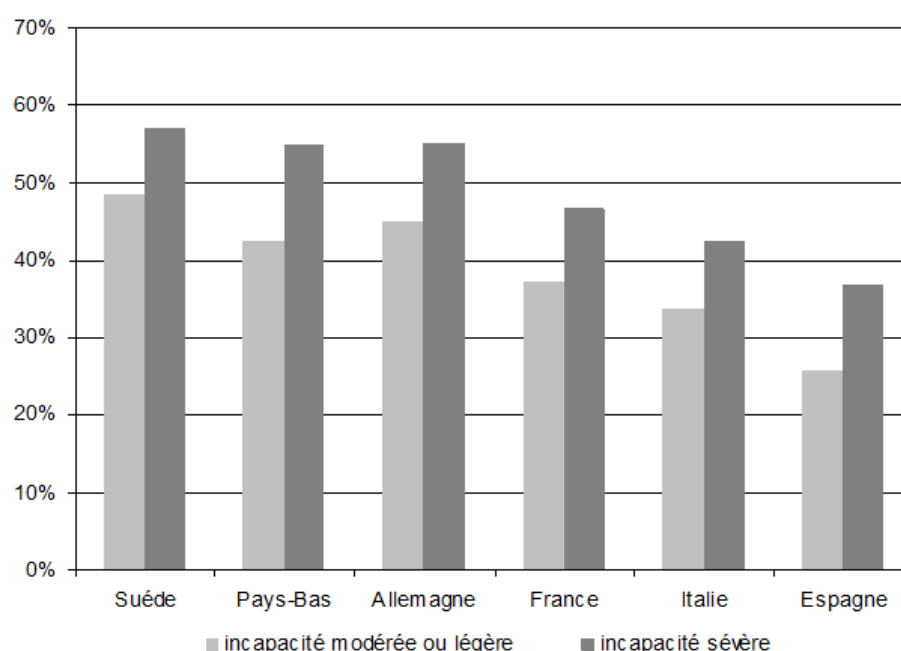
La proportion de ménages recevant une aide à distance est différente selon les pays. C'est en Italie et en Espagne, pays où les taux de cohabitation sont les plus forts, que la proportion de ménages aidés à distance est la plus faible.

En fait, si l'on prend en compte le fait que les personnes dépendantes vivent seules ou non, les six pays retrouvent des profils très similaires. Dans tous les cas, les personnes âgées dépendantes sont proportionnellement plus nombreuses à recevoir une aide à distance quand elles vivent seules. En moyenne, 22 % des individus qui vivent avec au moins une autre personne reçoivent une aide à distance contre 65 % quand ils vivent seuls. L'Allemagne et l'Espagne se distinguent cependant de leurs voisins européens. En Allemagne, l'aide à distance apportée aux individus vivant avec au

⁷Pour une description plus précise des comportements individuels d'aide des enfants, se reporter à la section 1.5.2 du présent chapitre.

moins une autre personne est plus élevée que dans les autres pays (37 %), ce qui allège d'autant le poids de la prise en charge qui pèse sur les cohabitants. En Espagne en revanche, l'aide apportée aux personnes dépendantes vivant seules apparaît moins fréquente que dans les autres pays (51 %). L'aide à distance aurait donc un moindre rôle de compensation de l'absence de cohabitants⁸. Par ailleurs, tout comme la cohabitation inter-générationnelle, la fréquence de l'aide à distance apportée par l'entourage croît avec le degré d'incapacité (graphique 4) : dans chacun des six pays considérés, la proportion de ménages aidés est supérieure de dix points quand le ménage comprend un individu souffrant d'incapacité sévère plutôt que d'incapacité modérée ou légère.

Graphique 4. Proportion de ménages recevant une aide à distance de l'entourage selon le niveau d'incapacité



Champ : ménages comprenant une personne âgée de plus de 65 ans souffrant d'incapacité sévère, ou d'incapacité modérée ou légère, couples à deux dépendantes exclus.

L'implication familiale en Europe : des modalités d'aide différentes mais une présence commune à tous les pays

Si l'on prend en compte les différentes formes d'aide, cohabitation ou aide à distance, la part de personnes âgées dépendantes soutenue par leur entourage s'avère importante (83 % en moyenne)

⁸La prise en compte de l'intensité de l'aide à distance atténue ce constat. Dans les pays d'Europe du Sud, bien que les enfants soient moins souvent impliqués dans l'aide à distance, ceux effectivement impliqués apportent une aide plus intensive que dans le reste de l'Europe (cf. section 1.5.2).

et remarquablement similaire dans tous les pays (tableau 3). En revanche, les modalités de ce soutien varient d'un pays à l'autre. Dans les pays du sud de l'Europe (Espagne et Italie), les personnes âgées dépendantes vivent plus rarement seules et cohabitent plus souvent qu'ailleurs avec un de leurs enfants. En contrepartie, elles sont moins nombreuses à recevoir une aide à distance. Quand l'aide s'organise à distance, elle est majoritairement hebdomadaire et très souvent quotidienne. Dans les pays du nord de l'Europe (Suède et Pays-Bas), une proportion relativement élevée de personnes âgées dépendantes vivent seules (près de six sur dix), les autres cohabitant essentiellement avec un conjoint. L'aide à distance est plus répandue que dans les pays du sud mais elle est dans la plupart des cas occasionnelle. Les pays d'Europe « continentale » (Allemagne et France) présentent une situation intermédiaire entre les deux groupes de pays précédents. Les personnes âgées dépendantes vivent moins souvent seules que dans les pays du nord de l'Europe, mais la cohabitation intergénérationnelle est plus rare que dans les pays du sud. La proportion de ménages recevant une aide à distance est légèrement plus importante que dans les pays du sud mais moindre que dans les pays du nord. L'aide est moins souvent quotidienne que dans les pays du sud mais les ménages aidés quotidiennement sont deux fois plus nombreux que dans les pays du nord.

Table 3. Proportion de personnes âgées dépendantes soutenues par leur entourage

| | Suè. | P.-B. | All. | Fra. | Ita. | Esp. |
|--|------|-------|------|------|------|------|
| Personnes âgées dépendantes cohabitant avec une autre personne | 37% | 42% | 54% | 60% | 63% | 68% |
| Personnes âgées dépendantes seules recevant une aide à distance | 42% | 37% | 29% | 26% | 24% | 16% |
| Total des personnes âgées dépendantes soutenues par leur entourage | 79% | 79% | 83% | 86% | 87% | 85% |

Lecture : En suède, 79% des personnes âgées dépendantes sont soutenues par leur entourage, sous une forme ou sous une autre ; 37% cohabitent avec quelqu'un, 42% vivent seuls mais reçoivent une aide à distance.

Champ : Ménages des personnes âgées de plus de 65 ans souffrant d'incapacité sévère ou d'incapacité modérée, couples à deux dépendants exclus, données pondérées

Au final, les normes de solidarité familiale à l'égard des ascendants semblent très homogènes à travers l'Europe, pour le moins au niveau de généralité que nous avons ici adopté. Ainsi, la proportion de parents ne recevant aucun soutien est très voisine d'un pays à l'autre. De même l'adaptation de l'implication familiale au degré de dépendance de la personne âgée apparaît similaire. Au-delà de ces similitudes, réapparaissent bien sûr des modalités d'implication (cohabitation

ou aide à distance) ou de répartition (entre filles et fils) propres à chaque pays. Mais on ne peut qu'être frappé par la conformité des comportements familiaux de soutien, en particulier aux parents qui ne peuvent plus compter sur la présence d'un conjoint valide. Cela suggère l'existence d'une norme morale de solidarité assez identique selon les pays qui pèserait sur les aidants potentiels de première ligne.

1.3.2 Trois enjeux en termes de politiques publiques, trois focus statistiques

La suite de notre réflexion s'organise autour de trois questions qui visent à appréhender l'aide informelle aux personnes âgées dépendantes du point de vue du décideur public :

(i) Faut-il construire une politique publique de prise en charge de la dépendance basée sur un scénario de diminution de la mobilisation familiale ?

(ii) Une politique publique visant à accroître l'activité professionnelle des seniors est-elle compatible avec une politique publique de maintien à domicile des personnes âgées dépendantes ?

(iii) Les solidarités publiques destinées aux personnes âgées dépendantes évincent-elles les solidarités familiales ?

La première question posée renvoie à l'avenir de l'aide informelle. La question est importante car elle conditionne le débat sur la place à donner aux solidarités publiques dans la prise en charge de la dépendance. Les solidarités familiales sont souvent décrites comme étant en voie d'effritement⁹. De ce point de vue, les économistes mettent généralement l'accent sur l'inadéquation entre les évolutions attendues de la « demande » et de l' « offre » d'aide informelle¹⁰.

D'un côté, le vieillissement de la population engendrerait une augmentation du besoin de prise en charge et donc une augmentation de la « demande » d'aide informelle et professionnelle. De l'autre, un certain nombre d'évolutions sociodémographiques auraient pour conséquence une diminution de l' « offre » d'aide informelle. Différents arguments sont avancés. Certains renvoient aux

⁹Il convient de noter que cette perception des solidarités familiales n'est pas nouvelle (cf. section 1.1 du présent chapitre).

¹⁰Cf par exemple Bolin et al. (2008) ou Johnson et Lo Sasso (2000).

évolutions des configurations familiales telles que la diminution du nombre moyen d'enfants par femmes ou la fragilisation des couples (Eurostat, 2009). D'autres arguments renvoient à l'évolution des caractéristiques socio-économiques des aidants potentiels comme la participation accrue des femmes au marché du travail (Dwyer et al., 1991) ou la plus grande mobilité géographique des enfants vis-à-vis de leurs parents (Bolin et al., 2008). Le consensus existant sur la diminution programmée de l'aide informelle repose nous semble-t-il sur une hypothèse implicite forte d'indépendance des comportements d'aide au sein de la famille. Sous cette hypothèse, tout facteur venant diminuer l'aide de certains membres de la famille conduit mécaniquement à une diminution de l'aide familiale dans son ensemble : le déclin du nombre d'enfants par femme ou la fragilisation des couples diminueraient le nombre d'aidants potentiels et donc l'aide familiale globale, tandis que les femmes, plus souvent actives occupées, ou les enfants, plus souvent éloignés géographiquement de leurs parents, réduiraient leur implication individuelle dans la prise en charge, diminuant ici aussi l'aide familiale dans son ensemble. Cette hypothèse facilite l'étude de la formation des configurations d'aide au sein de la famille puisqu'elles peuvent alors être comprises comme une simple juxtaposition de comportements individuels indépendants. Elle apparaît cependant peu réaliste. On peut par exemple imaginer que la moindre implication des uns puisse être compensée par une implication accrue des autres si bien que l'évolution de la prise en charge familiale dans son ensemble ne pourrait être déduite des évolutions attendues au niveau individuel que nous venons de présenter. Au regard de l'évolution de l'aide informelle, la question de l'articulation des comportements d'aide au sein de la famille apparaît dès lors comme une question clé. La section 1.4 du présent chapitre est consacrée à l'étude de cette question. Elle introduit l'analyse micro-économétrique des interactions au sein des fratries proposée au chapitre 2.

La seconde question structurant notre travail met en relation l'aide informelle avec l'exercice d'une activité professionnelle. Cette question concerne en premier lieu la population des travailleurs (ou en âge de travailler) les plus âgés, que nous qualifierons par la suite de population des seniors. Parmi les individus en âge de travailler, ce sont en effet ceux qui sont le plus fréquemment confrontés à la dépendance d'un parent âgé et donc le plus à même à devoir articuler les décisions d'offre de travail et d'offre d'aide informelle.

Au regard de leur âge, ils apparaissent comme doublement concernés par les politiques publiques visant à répondre au vieillissement de la population. Ils sont tout d'abord en première ligne pour «

mettre en pratique » une politique publique privilégiant le soutien à domicile des personnes âgées dépendantes, solution qui n'est envisageable qu'avec le soutien de la famille. En effet, après 50 ans, la prise en charge d'un parent dépendant se fait dans la majorité des cas sans l'aide du deuxième parent, la situation où les deux parents sont encore en vie étant minoritaire¹¹. Parallèlement, cette population est incitée à quitter le marché du travail le plus tard possible afin de limiter la pression qu'exerce le vieillissement de la population sur les comptes publics. Du point de vue des seniors, ces deux politiques publiques apparaissent difficilement conciliables et posent naturellement la question, au niveau individuel, de l'articulation entre deux activités *a priori* concurrentes : l'exercice d'une activité professionnelle et l'aide apportée à un parent âgé dépendant. Si tel est le cas, cela mettrait en lumière les limites et l'opposition entre une politique d'accroissement de l'activité des seniors et une politique de maintien à domicile des personnes âgées dépendantes. La question de l'articulation entre activité d'aidant et activité professionnelle correspond à notre deuxième objet d'étude. Nous menons pour cela une analyse micro-économétrique de l'arbitrage individuel entre temps de travail et temps d'aide (chapitre 2). Préalablement, la section 1.5 du présent chapitre propose une analyse descriptive du rôle des seniors dans la prise en charge d'un parent âgé dépendant et la manière dont ils articulent cette activité avec l'exercice d'une activité professionnelle. Cette question renvoie par ailleurs à celle du coût privé et social de l'aide informelle. Suite à la prise en charge d'un parent âgé dépendant, le renoncement, partiel ou total, au marché du travail remettrait en cause l'apparente gratuité pour les finances publiques de l'aide informelle. Les coûts sociaux de l'aide informelle induits par la diminution de l'activité professionnelle devraient alors rentrer en ligne de compte dans l'élaboration d'un système de protection sociale articulant solidarités privées et solidarités publiques.

Les interactions entre solidarités publiques et solidarités privées dans le cas de la prise en charge des personnes âgées dépendantes constituent justement notre dernier objet d'étude. Au regard de cette question, une attention particulière est portée par les économistes à l'effet d'éviction potentiel (*crowding out effect*) des solidarités privées par les solidarités publiques. Cet effet d'éviction est traditionnellement mis en évidence à travers le modèle d'altruisme¹², rendu célèbre par Barro

¹¹A 50 ans, environ 20% des européens ont leur deux parents en vie. Ils ne sont plus que 1% dans ce cas à 60 ans (cf. graphique 5 page 45).

¹²L'altruisme est dans le modèle très différent d'un amour désintéressé d'autrui. Au sens microéconomique, l'altruisme correspond au fait que l'utilité d'un individu, disons un parent, apparait comme un argument de l'utilité d'un autre, disons son enfant. La décision de prise en charge d'un enfant altruiste reste dès lors basée sur la maximisation de sa propre utilité. Tout se passe comme si l'enfant altruiste consommait l'utilité de son parent

(1974) et Becker (1974). Ce modèle implique une propriété dite de « neutralité redistributive » selon laquelle une modification exogène de la distribution des revenus entre individus liés par des liens d'altruisme serait neutralisée par des transferts intra-familiaux compensatoires¹³ (Laferrère et Wolff, 2006 ; Masson, 2009).

De manière plus précise, dans le cas de la prise en charge des personnes âgées dépendantes, cet effet d'éviction impliquerait que toute politique publique visant à augmenter le recours à l'aide professionnelle, par exemple par des subventions partielles ou totales des coûts induits par l'aide professionnelle, se traduirait par une diminution de l'aide de la famille, impactant alors négativement l'efficacité d'une politique publique visant à accroître la prise en charge globale des personnes âgées dépendantes¹⁴. L'existence d'un tel effet d'éviction suppose en fait une parfaite substituabilité entre les transferts publics et les transferts privés. Cette hypothèse est raisonnable lorsqu'il s'agit de transferts financiers : un euro sous forme d'aide publique est équivalent pour le bénéficiaire à un euro donné par un membre de la famille. Il nous semble en revanche qu'elle l'est nettement moins lorsqu'il s'agit de transferts sous forme de services, dès lors qu'une heure d'aide professionnelle n'est pas strictement équivalente à une heure d'aide informelle. De ce point de vue, les aides professionnelles et familiales sembleraient plus proches de substituts imparfaits. Les intervenants professionnels peuvent d'une part apporter une aide dans des activités différentes de celles dans lesquelles intervient la famille et d'autre part être caractérisés, pour un type d'aide donné, par des productivités différentes de celles des aidants informels. En cas de substitution imparfaite, l'effet d'éviction pourrait alors être relativement modeste. Il pourrait même être nul si le recours à l'aide professionnelle ne se faisait qu'une fois épuisée les ressources d'aide informelle¹⁵ (Chappell et Blandford, 1991). La question de l'articulation entre l'aide professionnelle, financée en partie par l'allocation personnalisée d'autonomie en France, et l'aide familiale est donc centrale au regard de l'existence d'un effet d'éviction. Dans cette optique, la section 1.7 présente une description statistique du recours à l'aide professionnelle à partir des données HSM. Le chapitre 4

(Laferrère et Wolff, 2006).

¹³" *This neutrality property is the basic of Ricardian equivalence : in a world where families are linked by positive monetary transfers, government monetary redistribution between them is neutralized by family action*" (Laferrère et Wolff, 2006, p.897).

¹⁴Il convient de noter que certaines politiques publiques peuvent délibérément vouloir s'appuyer sur un tel effet d'éviction si l'objectif du décideur public est de "soulager" les aidants informels.

¹⁵On pourrait même aller jusqu'à supposer une complémentarité entre les deux types d'aide dans les situations d'arbitrage entre maintien à domicile ou mise en institution, si le maintien à domicile n'est possible qu'avec l'aide conjuguée de professionnels et de membres de la famille.

visé quant à lui à directement étudier l'effet du recours à l'APA sur l'aide familiale.

1.4 L'articulation des décisions d'aide au sein de la famille

Nous avons précédemment mis en évidence (cf. section 1.3) que le fait de recevoir une aide de la part de personnes extérieures au ménage dépendait de la présence ou non de cohabitants auprès de la personne âgée dépendante. Ce premier résultat suggère l'existence d'une dimension familiale dans les décisions individuelles de prise en charge : les comportements d'aide de chacun des membres seraient de ce point de vue conditionnés par la présence d'autres aidants potentiels et par leurs comportements d'aide. L'articulation des décisions d'aide au sein de la famille correspond à la première étude de ce travail (chapitre 2). Préalablement, nous présentons ici un certain nombre de résultats descriptifs à partir des données issues de la première vague de l'enquête SHARE. Nous aborderons dans un premier temps la question des interactions intergénérationnelles, i.e. entre les enfants et le conjoint non dépendant, et dans un second temps la question des interactions intragénérationnelles, i.e. au sein de la fratrie. L'analyse proposée permet nous semble-t-il d'une part de requestionner le consensus existant sur la diminution programmée de l'aide familiale¹⁶ et d'autre part de révéler certains mécanismes et normes de prise en charge familiale.

1.4.1 Interactions intergénérationnelles (parent-enfants)

L'implication des enfants dans la prise en charge de leur parent dépendant, qu'elle passe par la cohabitation ou l'aide à distance, apparaît très sensible au fait que le parent dépendant puisse ou non compter sur un conjoint. En effet, le taux d'implication moyen des enfants dans les six pays considérés passe de 16% quand le parent vit avec un conjoint à 35% lorsqu'il vit sans conjoint.

Pallier l'absence du conjoint se fait cependant de différentes façons selon les pays. De plus, les modalités d'aide semblent peser inégalement sur les fils et les filles (tableaux 4 et 5). Aux Pays-Bas

¹⁶L'analyse de l'évolution de la mobilisation familiale au cours du temps nécessiterait dans l'absolu des données longitudinales sur longue période. À notre connaissance, de telles données n'existent pas. Nous avançons cependant l'idée que l'hétérogénéité des configurations familiales, des caractéristiques individuelles des aidants potentiels ou encore des contextes institutionnelles à une date donnée permet, par des comparaisons en coupe, d'étudier comment la mobilisation familiale s'ajuste au regard de ces différents facteurs. Une telle analyse permet dès lors dans une certaine mesure d'anticiper comment les évolutions sociodémographiques futures pourraient impacter l'aide informelle destinée aux personnes âgées dépendantes.

et en Suède, la cohabitation intergénérationnelle apparaît quasi inexistante, même lorsque le parent dépendant est veuf ou divorcé (respectivement 3 % et 1 % des enfants cohabitent avec leur parent dépendant). L'isolement du parent est donc uniquement compensé par une plus large implication des enfants dans l'aide à distance et ce dans des proportions similaires pour les fils et les filles. Par exemple, le taux d'implication à distance passe de moins d'un enfant sur dix lorsque le parent peut compter sur un conjoint, à un sur quatre aux Pays-Bas et à plus d'un sur trois en Suède, quand le parent est isolé. En Allemagne et en France, les enfants pallient aussi l'absence de conjoint auprès de leur parent dépendant par un plus fort taux d'aide à distance (même si les taux de cohabitation inter-générationnelle atteignent presque un enfant sur dix quand le parent est sans conjoint). Mais les taux d'implication des filles et des fils ne sont plus similaires contrairement à ce qui est observé pour les Pays Bas et la Suède. En Allemagne et en France, lorsqu'un parent est seul, près d'une fille sur deux lui apporte un soutien à distance, contre un fils sur quatre. Enfin, l'Espagne et l'Italie se distinguent par le rôle de la cohabitation. Le comportement des fils apparaît insensible à la situation matrimoniale de leur parent dépendant : ils sont, dans tous les cas, moins impliqués qu'ailleurs dans l'aide à distance mais plus souvent cohabitant (aux alentours de 15 % des fils en Espagne et de 25 % en Italie). En revanche, pour les filles, cohabiter avec leur parent semble bien un moyen de compenser l'absence de conjoint. Alors qu'elles ne sont pas plus cohabitantes que les autres Européennes lorsque leurs parents sont encore en couple, environ un tiers d'entre elles vivent avec leur parent dépendant lorsque celui-ci est seul. Dans ces deux pays, la cohabitation semble donc un support privilégié de l'aide familiale aux personnes âgées dépendantes, avec une signification différente pour les filles et les fils : re-cohabitation de circonstance pour les premières et co-résidence de toujours pour les seconds (Attias-Donfut et Renaut, 1994).

Table 4. Taux d'implication à distance des enfants auprès de leur parent dépendant selon qu'il est seul ou en couple

| | Filles | | | Fils | | | Ensemble des enfants | | |
|-------|------------|------------|-------|------------|------------|-------|----------------------|------------|-------|
| | Avec conj. | Sans conj. | p | Avec conj. | Sans conj. | p | Avec conj. | Sans conj. | p |
| Suè. | 6% | 46% | <0.01 | 10% | 35% | <0.01 | 8% | 40% | <0.01 |
| P.-B. | 6% | 25% | 0.02 | 8% | 23% | 0.04 | 7% | 24% | <0.01 |
| All. | 21% | 46% | <0.01 | 17% | 26% | 0.28 | 19% | 37% | <0.01 |
| Fra. | 14% | 41% | <0.01 | 2% | 26% | <0.01 | 8% | 35% | <0.01 |
| Ita. | 21% | 19% | 0.88 | 5% | 13% | 0.34 | 14% | 17% | 0.72 |
| Esp. | 6% | 44% | <0.01 | 10% | 18% | 0.26 | 19% | 37% | <0.01 |

Lecture : En Suède, 6% des filles participent au soutien à distance de leur parent dépendant quand ce dernier a un conjoint alors qu'elles sont 46% quand il n'en a pas.

Champ : enfants de personnes âgées dépendantes de plus de 65 ans ayant un nombre d'enfants inférieure ou égale à trois, couples de dépendants exclus, données pondérées.

Table 5. Taux de cohabitation inter-générationnelle des enfants avec leur parent dépendant selon qu'il est seul ou en couple

| | Filles | | | Fils | | | Ensemble des enfants | | |
|-------|------------|------------|-------|------------|------------|------|----------------------|------------|------|
| | Avec conj. | Sans conj. | p | Avec conj. | Sans conj. | p | Avec conj. | Sans conj. | p |
| Suè. | 1% | 1% | 0.82 | 1% | 0% | 0.32 | 1% | 1% | 0.76 |
| P.-B. | 2% | 2% | 0.80 | 3% | 4% | 0.70 | 3% | 3% | 0.92 |
| All. | 2% | 9% | 0.15 | 5% | 9% | 0.37 | 4% | 9% | 0.11 |
| Fra. | 5% | 8% | 0.56 | 1% | 9% | 0.15 | 3% | 9% | 0.17 |
| Ita. | 9% | 30% | 0.06 | 22% | 29% | 0.56 | 19% | 26% | 0.10 |
| Esp. | 6% | 37% | <0.01 | 16% | 14% | 0.78 | 11% | 29% | 0.02 |

Lecture : En Suède, 6% des filles participent au soutien à distance de leur parent dépendant quand ce dernier a un conjoint alors qu'elles sont 46% quand il n'en a pas.

Champ : enfants de personnes âgées dépendantes de plus de 65 ans ayant un nombre d'enfants inférieure ou égale à trois, couples de dépendants exclus, données pondérées.

1.4.2 Interactions intragénérationnelles (enfant-enfant)

La propension d'un enfant à s'impliquer dans le soutien à un parent dépendant pourrait aussi être influencée par le comportement de ses frères et sœurs¹⁷ et la taille de la fratrie.

¹⁷Nous devons signaler ici que nous n'observons pas l'éventuelle implication des enfants auprès de leurs beaux-parents, nous nous intéressons donc aux interactions au sein de la lignée uniquement.

Avoir plus d'enfants n'augmente pas la probabilité d'être aidé pour les personnes âgées dépendantes sans conjoint

Le taux d'implication des enfants dont le parent n'a pas de conjoint diminue de façon régulière avec la taille de la fratrie (tableau 6) ; cette baisse est nette que l'on passe des enfants uniques aux fratries de deux ou des fratries de deux à celles de trois enfants. En revanche, la proportion de parents recevant de l'aide n'évolue pas de façon marquée et univoque en fonction de la taille de la fratrie (tableau 7). Dans les six pays étudiés, les évolutions constatées sont variées, peu marquées et statistiquement non significatives. Quel que soit le pays, le fait d'avoir plus d'enfants (au moins jusqu'à trois) n'augmente pas la probabilité d'être aidées pour les personnes âgées dépendantes sans conjoint. Ce résultat est valable même si l'on tient compte explicitement du niveau de dépendance, de l'âge du parent et de la composition de la fratrie (tableau 8) : pour une personne âgée qui n'a pas de conjoint, le nombre de ses enfants vivants n'a pas d'effet significatif sur la probabilité qu'elle reçoive un soutien d'au moins l'un d'entre eux¹⁸. Il semblerait donc que la norme sociale de prise en charge d'un parent dépendant ne pèse pas réellement sur les enfants séparément mais sur les fratries dans leur ensemble. La diminution de la taille moyenne des fratries, constatée dans certains pays européens, devrait donc avoir des conséquences sur les enfants, plus souvent mis à contribution, plutôt que sur les parents dépendants.

Table 6. Taux d'implication des enfants auprès de leurs parents dépendants sans conjoint, par taille de fratrie

| | Suède | Pays-Bas | Allemagne | France | Italie | Espagne |
|--------------|-----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|
| Fratrie de 1 | 53% (28) | 58% (10) | 64% (37) | 68% (24) | 76% (26) | 63% (41) |
| Fratrie de 2 | 44% (104) | 30% (66) | 44% (82) | 46% (58) | 40% (54) | 45% (106) |
| Fratrie de 3 | 29% (102) | 20% (65) | 27% (63) | 27% (69) | 24% (72) | 39% (84) |

Lecture : En Suède, 53% des enfants uniques, 44% des enfants appartenant à une fratrie de deux et 29% des enfants appartenant à une fratrie de trois s'impliquent dans l'aide à leur parent dépendant. Les effectifs des échantillons apparaissent entre parenthèses.

Champ : Enfants de personnes âgées dépendantes de plus de 65 ans sans conjoint ayant un, deux ou trois enfants ; données pondérées.

¹⁸Nous rappelons ici que nous ne considérons ici que l'implication des enfants sans tenir compte de l'intensité, de la fréquence ou des types de tâches effectuées.

Table 7. Proportion de personnes âgées dépendantes sans conjoint recevant de l'aide d'un ou de plusieurs enfants

| | Suède | Pays-Bas | Allemagne | France | Italie | Espagne |
|-------------|----------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| Fratie de 1 | 53% (28) | 58% (10) | 64% (37) | 68% (24) | 76% (26) | 63% (24) |
| Fratie de 2 | 70% (52) | 44% (33) | 67% (41) | 63% (29) | 53% (17) | 74% (53) |
| Fratie de 3 | 50% (34) | 41% (25) | 56% (21) | 61% (21) | 66% (24) | 70% (28) |

Lecture : En Suède, 70% des personnes âgées dépendantes ayant deux enfants reçoivent l'aide d'au moins l'un d'entre eux.

Champ : Personnes âgées dépendantes de plus de 65 ans sans conjoint ayant un, deux ou trois enfants ; données pondérées.

Les résultats sont très différents pour les parents dépendants qui vivent encore avec un conjoint puisque la taille de la fratrie augmente la probabilité d'être aidé par leurs enfants (tableau 8). Cette différence dans l'évolution des taux d'implication des enfants en fonction de la taille des fratries, selon que les personnes âgées dépendantes vivent en couple ou non, s'explique très certainement par la nature de l'aide apportée par les enfants. Dans un cas, l'aide des enfants est généralement une aide d'appoint ; dans l'autre cas, il s'agit souvent d'une véritable prise en charge. Lorsque le parent dépendant ne peut compter sur un conjoint, et qu'il s'agit donc pour les enfants de répondre à un besoin d'aide primaire, la « décision de s'impliquer » se prendrait au niveau de la fratrie. L'implication des enfants relèverait au contraire de décisions individuelles lorsque leurs parents sont encore en couple et que l'essentiel de l'aide est déjà assuré par un conjoint. C'est pourquoi, dans ce dernier cas, avoir plus d'enfants augmenterait mécaniquement les chances d'être aidé par au moins l'un d'entre eux.

Table 8. Déterminants de la probabilité d'être soutenu par au moins un de ses enfants (régression logistique)

| | Personnes âgées dépendantes avec conjoint | | Personnes âgées dépendantes sans conjoint | |
|---|---|------------|---|------------|
| | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
| Constante | -1.16*** | 0.25 | 0.29*** | 0.11 |
| Indicatrice pays | | | | |
| Allemagne | 0.57** | 0.24 | n.s. | n.s. |
| France | réf. | réf. | réf. | réf. |
| Pays-Bas | n.s. | n.s. | -0.69** | 0.27 |
| Suède | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Italie | 0.76*** | 0.27 | n.s. | n.s. |
| Espagne | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Âge de la personne âgée dépendante | | | | |
| De 65 à 74 ans | réf. | réf. | réf. | réf. |
| De 75 à 84 ans | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Plus de 85 ans | n.s. | n.s. | 0.49*** | 0.15 |
| Niveau d'incapacité | | | | |
| Léger ou modéré | réf. | réf. | réf. | réf. |
| Sévère | 0.33** | 0.12 | 0.19** | 0.10 |
| Nombre d'enfants dans la fratrie | | | | |
| Un | -0.57*** | 0.21 | n.s. | n.s. |
| Deux | réf. | réf. | réf. | réf. |
| Trois | 0.48*** | 0.17 | n.s. | n.s. |
| Variables croisées Présence de filles et Pays | | | | |
| Aucune | réf. | réf. | réf. | réf. |
| Au moins une | n.s. | n.s. | 0.31*** | 0.11 |
| Au moins une et Allemagne | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Au moins une et Pays-Bas | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Au moins une et Suède | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Au moins une et Italie | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. |
| Au moins une et Espagne | n.s. | n.s. | 0.07*** | 0.22 |
| Nombre d'observations | 493 | | 557 | |

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Champ : ménage comprenant un individu dépendant de plus de 65 ans ayant un deux ou trois enfants.

Taux d'implication conditionnels des enfants

Considérer le nombre des frères et soeurs n'est cependant pas suffisant pour isoler des logiques de fratries. Ces logiques ne peuvent en effet s'éclairer véritablement qu'en considérant les comportements d'implication conditionnels des enfants au sein des fratries, c'est-à-dire en vérifiant dans quelle mesure le comportement d'un enfant constitue une réaction à l'implication de ses frères et soeurs.

Pour mesurer le rôle des interactions dans les décisions d'aide, se concentrer sur les fratries de deux enfants simplifie grandement l'analyse : d'une part on neutralise les effets qui pourraient provenir de la taille des fratries et, d'autre part, l'implication des frères et soeurs se résume à l'implication de l'unique frère ou soeur. On peut alors comparer deux taux d'implication, dits « conditionnels » : le taux d'implication des enfants dont le frère (ou la soeur) est impliqué(e) auprès du parent dépendant, celui des enfants dont le frère (ou la soeur) ne l'est pas. Dans l'ensemble, pour les enfants dont le parent âgé n'a plus de conjoint¹⁹, ces taux d'implication conditionnels sont plutôt plus élevés lorsque l'autre enfant est lui-même aidant. Les résultats sont certes peu systématiques, puisque la différence n'est significative que pour la France et les Pays-Bas et que l'Espagne présente une situation inverse à celle des autres pays (tableau 9). Ils sont cependant contraires aux résultats attendus dans les modèles d'interactions du type « passager clandestin » où chaque enfant souhaite que sa mère (son père) soit aidé(e) par un membre de la fratrie mais préfère que ce soit quelqu'un d'autre que lui-même qui s'en charge. Ici, la probabilité d'aider n'est pas plus faible quand on a un frère ou une soeur aidant, ce serait même plutôt l'inverse.

Table 9. Taux d'implication conditionnels des enfants de personnes âgées dépendantes sans conjoint (cas des fratries de deux enfants)

| | Suède | Pays-Bas | Allemagne | France | Italie | Espagne |
|---------------------------|----------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| Autre enfant non impliqué | 38% (58) | 21% (48) | 42% (48) | 33% (33) | 29% (34) | 53% (55) |
| Autre enfant impliqué | 52% (46) | 44% (18) | 41% (34) | 56% (25) | 50% (20) | 43% (51) |

Lecture : En Suède, 38% des individus ayant un frère ou une soeur non impliqué sont eux-mêmes impliqués alors qu'ils sont 52% dans ce cas quand ils ont un frère ou une soeur impliqué.

Champ : Enfants de personnes âgées dépendantes de plus de 65 ans sans conjoint ayant deux enfants.

¹⁹Les effectifs pour les parents avec conjoint sont trop réduits. D'autre part, d'après les résultats de la section précédente, c'est pour les parents sans conjoint que la question de l'existence d'une logique de fratrie semble se poser.

Il convient néanmoins de ne pas interpréter trop rapidement ces résultats en termes d'interactions stratégiques car nous avons implicitement et abusivement supposé que la décision d'un enfant de soutenir son parent ne nous informait sur rien d'autre que sur la décision elle-même. Or, le fait qu'un enfant ne s'implique pas peut révéler que le parent dépendant n'a que peu besoin d'aide, ou, inversement, le fait qu'il s'implique peut informer d'un besoin d'aide important. Plus généralement, les configurations d'aide observées peuvent être fortement influencées par le contexte des prises de décision, c'est-à-dire par les caractéristiques des familles étudiées. Dans ce cas, l'impression de coopération entre les enfants d'une fratrie serait en fait un mimétisme dû au fait que les enfants d'une même fratrie prennent leurs décisions dans un environnement identique, partiellement au moins.

L'analyse économétrique effectuée au chapitre 2 prolonge l'analyse des interactions au sein de la fratrie et permet de démêler les différents facteurs conduisant à une corrélation des comportements d'aide au sein de la fratrie. Cependant, bien que l'interprétation des résultats précédents soit limitée par le caractère essentiellement bivarié de l'analyse statistique proposée dans cette section, nos résultats témoignent de l'importance d'étudier les comportements d'aide en relation avec les structures familiales dans lesquelles ils s'inscrivent. En particulier, le fait qu'une personne âgée dépendante puisse compter sur son conjoint change de manière importante les comportements individuels d'implication des enfants et leurs articulations.

1.5 Articuler aide informelle et activité professionnelle

La seconde question étudiée dans notre travail concerne l'articulation individuelle entre temps d'aide apportée à un proche dépendant et temps de travail. En effet, pour la population en âge de travailler, les deux activités peuvent apparaître comme concurrentes, les individus pouvant de ce point de vue réduire leur temps de travail pour aider un proche dépendant. Cette question de l'articulation entre temps d'aide et temps de travail nous semble s'accompagner d'enjeux importants en termes de politiques publiques puisque l'existence d'une substitution entre les deux activités pointerait les limites d'une politique publique visant simultanément l'accroissement de l'activité des seniors et le maintien à domicile d'une population âgée fragile, solution envisageable qu'avec le soutien de l'entourage. En ce sens, l'existence d'une telle substitution pourrait infléchir la

position récemment affichée des pouvoirs publics, présentée en introduction, ou du moins orienter l'action publique vers la recherche d'instruments permettant de réconcilier l'activité professionnelle et l'activité d'aidant.

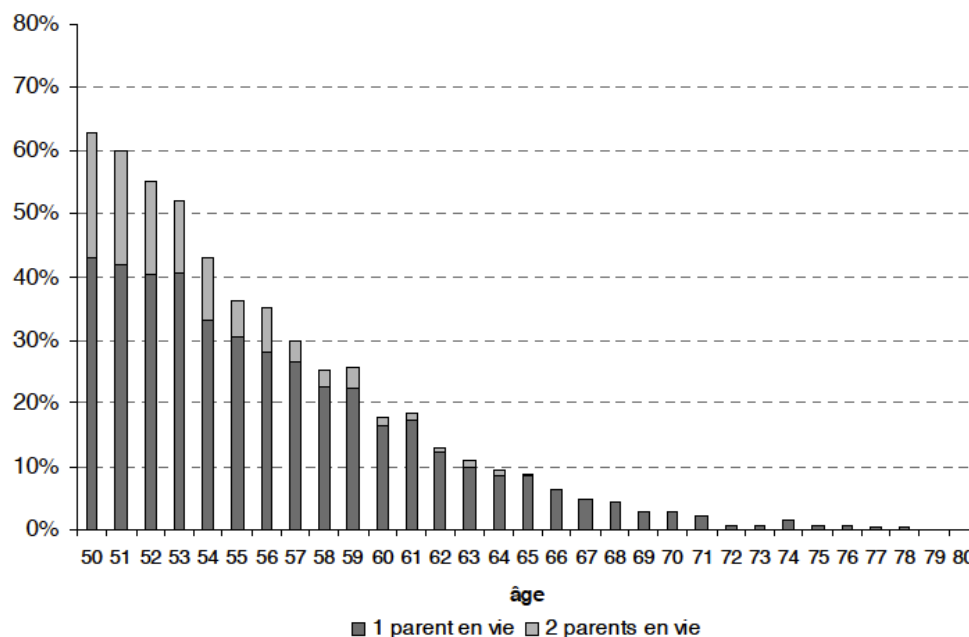
Cette section présente une analyse statistique permettant d'introduire l'analyse micro-économétrique proposée au chapitre 3. Nous utilisons pour cela les données de la deuxième vague de l'enquête SHARE (2006-2007). Comme nous l'avons précisé précédemment, l'individu enquêté est ici appréhendé comme un aidant potentiel et non plus comme un aidé potentiel. Ce changement est dû principalement à la nécessité de disposer d'informations sur le temps de travail de l'aidant potentiel.

Nous avons ici restreint l'échantillon SHARE aux individus âgés de 50 à 65 ans, les individus au-delà de cet âge n'étant que trop rarement actifs. L'analyse est centrée sur l'aide informelle qu'apportent les seniors à leurs parents. L'échantillon est par ailleurs restreint aux individus n'ayant au moment de l'enquête plus qu'un parent en vie. L'aide apportée par les enfants varie en effet considérablement suivant que le parent âgé ayant besoin d'une aide peut ou non compter sur la présence d'un conjoint. Quand un conjoint est présent, la mobilisation des enfants est moins importante, si bien que la question de l'articulation entre emploi et aide apparaît dans ce cas moins pertinente. Le graphique 5 présente par âge la proportion d'individus ayant au moins un parent en vie au moment de l'enquête. À 50 ans, les Européens sont près de 60 % à avoir au moins un parent en vie, la majorité d'entre eux n'ayant cependant plus qu'un parent en vie. Ils ne sont plus que 19 % à avoir au moins un parent en vie à 60 ans et 2 % à 70 ans. Les individus ayant plus de 65 ans ne sont donc que dans une relativement faible proportion concernés par l'aide à un parent, ce qui apporte une autre justification au fait d'exclure de l'échantillon étudié les individus au-delà de cet âge. Au final, en ne conservant que les individus de 50 à 65 ans et ayant un seul parent en vie au moment de l'enquête, l'échantillon utilisé ici comprend 4735 observations.

Treize pays sont représentés dans les données dont nous disposons. Nous distinguerons dans la suite de l'analyse autant que possible ces treize pays. Cependant, la taille des échantillons nationaux, en particulier lorsque nous identifierons les individus apportant une aide « intensive » à leur parent âgé, se révélera parfois trop réduite pour faire des comparaisons statistiques. Nous serons alors contraints de comparer des groupes de pays. Cette pratique est assez courante. À l'instar de Bonsang (2007), Bolin et al. (2008), Casado-Marín et al. (2008) ou Crespo (2007), nous

distinguerons (i) les pays d'« Europe continentale » rassemblant la France, l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique et la Suisse, (ii) les pays d'« Europe du Nord » regroupant le Danemark, les Pays-Bas et la Suède, (iii) les pays d'« Europe du Sud » avec l'Espagne, la Grèce et l'Italie et enfin (iv) les pays d'« Europe de l'Est », correspondant à la Pologne et à la République tchèque, nouveaux entrants dans l'enquête SHARE.

Graphique 5. Proportion d'individus ayant un ou deux parents en vie au moment de l'enquête



Champ : individus âgés de 50 à 80 ans.

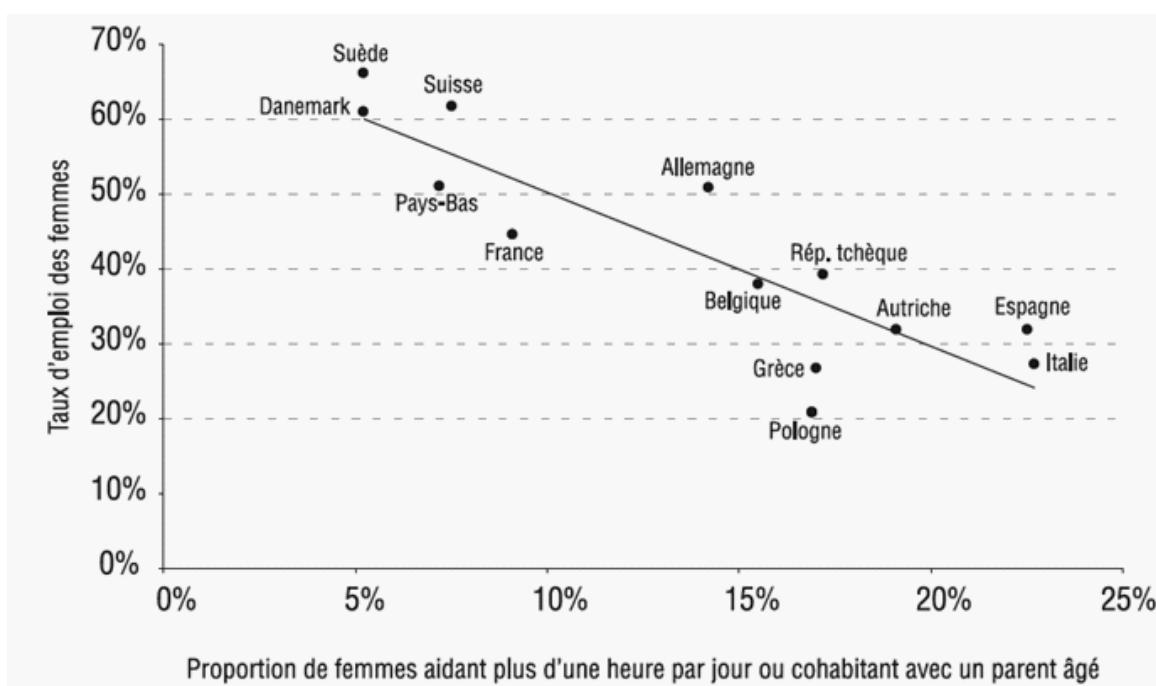
1.5.1 Illustration au niveau national

L'enquête SHARE permet une comparaison entre des pays dont le contexte institutionnel et culturel varie de manière assez importante²⁰. Dans certains pays, en particulier dans les pays d'Europe du Nord, la prise en charge des personnes âgées dépendantes repose en grande partie sur des mécanismes de solidarités publiques, ce qui limite *a priori* les effets négatifs de l'aide informelle sur le taux d'emploi. C'est par exemple le cas de la Suède qui consacrait en 2004 près de 2,6 % de son PIB aux dépenses de soins de long terme et où près de 7 % des plus de 65 ans vivaient en institution au début des années 1990 (Bolin et al., 2008). Dans d'autres pays, en particulier

²⁰Se reporter au rapport de l'OCDE (2005) pour une comparaison des systèmes publics de prise en charge de la dépendance.

dans les pays d'Europe du Sud, les dispositifs de prise en charge publique sont moins importants. L'Espagne consacrait par exemple en 2004 près de 0,3 % de son PIB aux soins de longue durée alors que moins de 3 % de la population des plus de 65 ans vivaient en institution (Bolin et al., 2008). Les pays d'Europe du Sud sont dès lors généralement décrits comme des pays où l'aide aux personnes âgées dépendantes repose essentiellement sur les familles. Le graphique 6 illustre à l'aide des données de l'enquête SHARE l'hétérogénéité des pays européens.

Graphique 6. Emploi et aide au sein de la population des femmes âgées de 50 à 65 ans n'ayant plus qu'un parent en vie



Champ : femmes âgées de 50 à 65 ans n'ayant plus qu'un parent en vie

Ce graphique rapproche le taux d'emploi des femmes âgées de 50 à 65 ans de la proportion d'entre elles qui apportent plus d'une heure d'aide par jour à leur parent âgé ou qui cohabitent avec ce dernier. Une relation décroissante apparaît entre emploi et aide. À l'une des extrémités se situent les pays d'Europe du Nord et la Suisse, caractérisés par un taux d'emploi des femmes élevé et une faible proportion de femmes aidant plus d'une heure par jour ou cohabitant avec un parent âgé. À l'autre extrémité se trouvent les pays d'Europe du Sud et d'Europe de l'Est, caractérisés par un faible taux d'emploi et une forte proportion de femmes aidant plus d'une heure par jour ou cohabitant avec un parent âgé. Les autres pays se situent quelque part entre les deux. À noter que

la France a un profil nettement plus proche de celui des pays nordiques que des pays d'Europe du Sud.

1.5.2 L'aide des seniors à leur parent en Europe

Avant d'étudier comment les seniors articulent aide informelle²¹ et emploi, nous présentons ici une rapide comparaison à travers l'Europe de l'aide qu'apportent les individus de 50 à 65 ans à leur parent. À l'instar de Ettner (1995, 1996) ou Heitmueller (2007), nous considérerons par la suite comme aidants, (i) l'ensemble des aidants à distance, c'est-à-dire les enfants ne cohabitant pas avec leur parent âgé mais déclarant lui apporter une aide dans les soins personnels, dans les activités domestiques ou administratives et (ii) l'ensemble des enfants cohabitants. Bien que nous n'ayons pas d'informations précises à leur sujet, nous considérons comme aidants l'ensemble des cohabitants étant donné qu'il est fort probable qu'ils apportent d'une manière ou d'une autre, au moins occasionnellement, une aide à leur parent âgé. La cohabitation apparaît par ailleurs comme une réponse à la dépendance d'un parent âgé sans conjoint, en particulier dans les pays du sud de l'Europe (cf section 1.3.1).

Des seniors plus fréquemment impliqués dans l'aide à leur parent dans le nord de l'Europe

Au sein de l'échantillon, près d'un tiers des enfants apportent une aide à leur parent âgé. La proportion d'enfants aidants n'est cependant pas identique dans tous les pays d'Europe. C'est dans les pays d'Europe du Nord que les enfants sont le plus fréquemment aidants. Ils seraient en effet près de 40 % à déclarer aider leur parent âgé alors qu'ils ne seraient que 24 % dans les pays d'Europe du Sud et d'Europe de l'Est, les pays d'Europe continentale étant dans une situation intermédiaire. Nous verrons par la suite que le gradient Nord-Sud s'inverse lorsque l'on tient compte de l'intensité de l'aide.

²¹Un autre volet de l'enquête, non utilisé ici, permet d'étudier les aides sous forme financière. La grande majorité des transferts intrafamiliaux ascendants se fait cependant sous forme de services. Les transferts financiers sont généralement des transferts descendants (Wolff & Attias-Donfut, 2007). Par ailleurs, il convient de noter que nous nous concentrons ici uniquement sur les « aides fonctionnelles » (Hörl et Rosenmayr, 1982), c'est-à-dire les aides s'inscrivant dans une production effective de prise en charge. Nous excluons donc de l'analyse le soutien moral que les enfants peuvent par exemple apporter à leur parent (en plus ou non de l'aide dans les activités de la vie quotidienne).

Dans plus de 9 cas sur 10, l'aide est une aide à distance (tableau 10), c'est-à-dire apportée par un enfant non-cohabitant. La cohabitation intergénérationnelle entre les seniors et leur parent est quasi inexistante dans les pays d'Europe du Nord. Elle est en revanche assez fréquente en Europe du Sud, où l'aide ascendante passe dans plus d'un cas sur dix par la cohabitation. La situation de l'Espagne est de ce point de vue tout à fait particulière en Europe, car l'aide des seniors à leur parent passe dans près d'un cas sur deux par la formation d'un ménage intergénérationnel.

Table 10. Proportion d'enfants aidants par pays

| | Proportion d'aidants | Aidants hors ménage | Cohabitation |
|---------------------|-------------------------|------------------------|--------------|
| Europe du Sud | 24% | 80% | 20% |
| Espagne | 25% | 54% | 46% |
| Italie | 30% | 88% | 12% |
| Grèce | 19% | 86% | 14% |
| Europe de l'Est | 24% | 92% | 8% |
| République tchèque | 29% | 94% | 6% |
| Pologne | 18% | 86% | 14% |
| Europe continentale | 33% | 95% | 5% |
| Autriche | 25% | 92% | 8% |
| Allemagne | 35% | 93% | 7% |
| France | 29% | 97% | 3% |
| Suisse | 30% | 97% | 3% |
| Belgique | 39% | 94% | 6% |
| Europe du Nord | 41% | 99% | 1% |
| Suède | 42% | 99% | 1% |
| Pays-Bas | 38% | 100% | 0% |
| Danemark | 42% | 99% | 1% |
| Ensemble | 32% | 93% | 7% |

Lecture : En Espagne, 25% des enfants déclarent aider leur parent âgé. Dans 54% des cas, l'aide correspond à une aide "à distance" et dans 46% à une aide à l'intérieur du ménage (cohabitation).

Champ : individus de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie

Une intensité de l'aide plus importante dans le sud de l'Europe

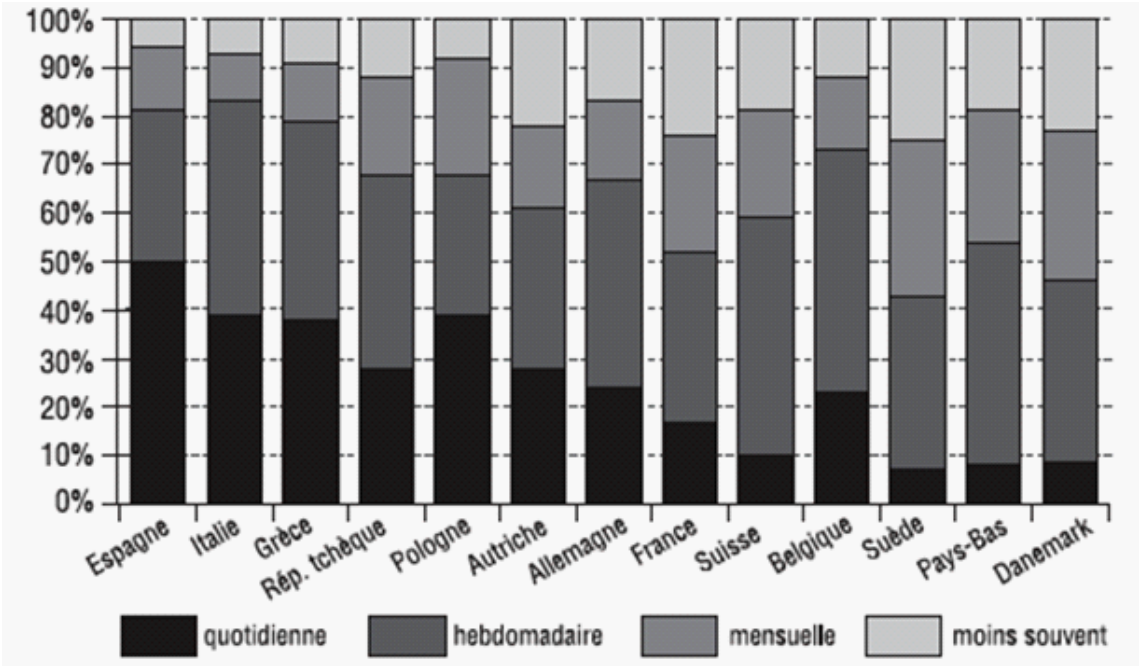
Les chiffres précédents présentent une situation prenant à contre-pied le traditionnel gradient Nord-Sud : comparativement à la France, l'aide des seniors à leur parent âgé serait plus fréquente dans le nord de l'Europe et moins fréquente dans le sud. Ce paradoxe n'est qu'apparent car il ne tient pas compte de l'intensité de l'aide, très variable d'un pays à l'autre. Le questionnaire SHARE permet d'identifier, uniquement parmi les noncohabitants, les enfants apportant une aide

« quotidienne », « hebdomadaire », « mensuelle », ou « moins souvent » (graphique 7). Il est aussi demandé aux aidants d'évaluer le nombre d'heures d'aide qu'ils apportent à leur parent âgé (graphique 8). Nous rappelons que nous ne tenons pas compte ici de l'ensemble du temps passé par un individu avec son parent âgé, mais uniquement du temps qu'il consacre à apporter une aide fonctionnelle (aide dans les soins personnels, aide ménagère et aide administrative)²².

La prise en compte de l'intensité de l'aide fait alors réapparaître de manière évidente le traditionnel gradient Nord-Sud. L'aide apportée par les seniors à leur parent âgé serait nettement plus intensive en Europe du Sud qu'en Europe du Nord. Les pays d'Europe continentale se situent encore une fois dans une situation intermédiaire. Dans le sud de l'Europe, entre 4 et 5 aidants sur 10 apportent une aide quotidienne alors qu'ils sont moins de 1 sur 10 dans ce cas dans les pays du nord de l'Europe. En Suède et au Danemark, l'aide apportée par les enfants non-cohabitants est majoritairement mensuelle ou moins fréquente. De ce point de vue, la France se place à proximité des pays d'Europe du Nord, puisque près d'un enfant aidant sur deux apporte une aide mensuelle ou moins fréquente. La situation demeure la même si l'on considère le temps moyen passé dans l'aide plutôt que sa fréquence. Celle-ci occuperait en moyenne deux heures par jour en Espagne et une heure par jour en Italie et Grèce. Elle correspondrait à moins de deux heures par semaine aux Pays-Bas et une heure par semaine en Suède et au Danemark. Ici aussi, la situation de la France est nettement plus proche de celle des pays d'Europe du Nord puisque l'aide apportée serait légèrement inférieure à deux heures par semaine (un quart d'heure par jour). Les pays d'Europe de l'Est, que ce soit au regard de la fréquence de l'aide ou du temps passé à aider, se positionnent sur le gradient nord-sud entre les pays du Sud et ceux d'Europe continentale.

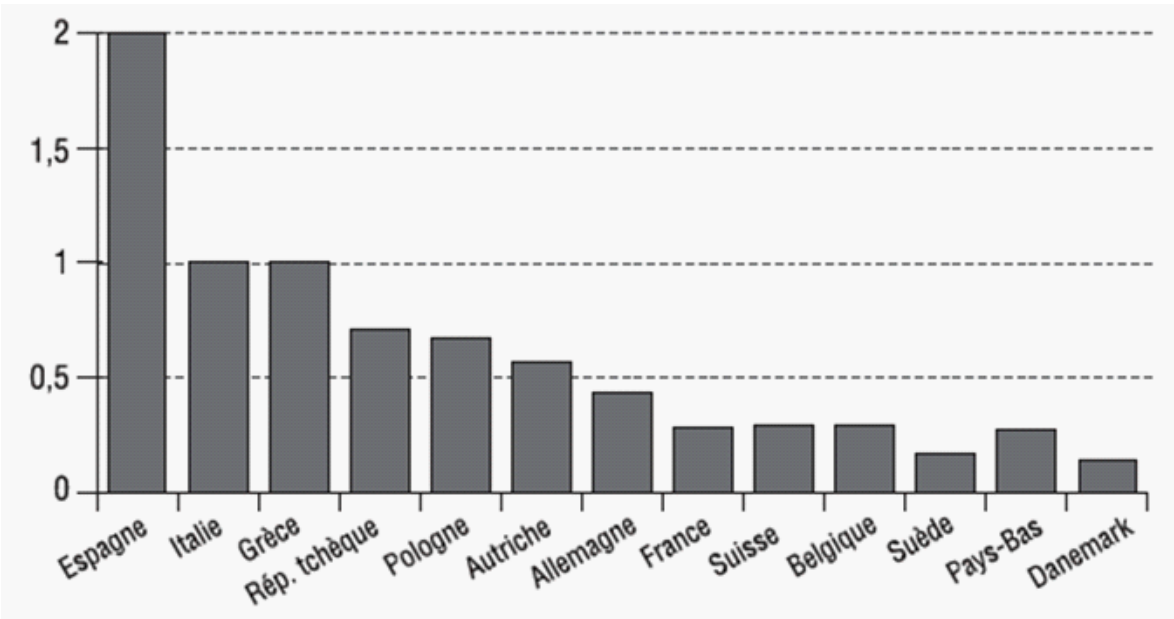
²²Il convient par ailleurs de souligner qu'il est demandé aux individus de déclarer le nombre d'heures d'aide qu'ils apportent au cours d'une journée « normale » (s'ils aident quotidiennement), d'une semaine « normale » (s'ils aident de manière hebdomadaire), d'un mois « normal » (s'ils aident une fois par mois) ou durant les douze derniers mois (s'ils aident moins d'une fois par mois). L'information dont nous disposons ne tient donc pas compte de la variabilité et de l'évolution de l'implication durant une période donnée. La prise en charge d'un parent âgé n'est en effet pas une situation stable : entre différentes périodes de relative stabilité s'insèrent généralement des périodes de « crise » nécessitant une implication accrue de la part de l'aidant.

Graphique 7. Fréquence de l'aide apportée par les enfants aidants (cohabitants exclus)



Champ : aidants "à distance" de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie

Graphique 8. Temps d'aide quotidien moyen des enfants aidants (cohabitants exclus)



Champ : aidants "à distance" de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie

Une aide en majorité apportée par des filles à leur mère

Parmi les individus dont l'un des deux parents est décédé, il s'agit dans près de 9 cas sur 10 du père. L'aide que les seniors apportent à leur parent est donc dans notre échantillon très majoritairement une aide destinée à leur mère (dans 88 % des cas). Par ailleurs, dans 60 % des cas l'enfant aidant est une fille, confirmant, quel que soit le pays considéré, que les femmes sont plus fréquemment impliquées dans l'aide informelle que les hommes (tableau 11). C'est en particulier en Autriche que l'on retrouve le plus de femmes parmi les aidants, alors que c'est dans le nord que la répartition par sexe des aidants est la moins inégalitaire.

Table 11. Proportion de femmes parmi les seniors apportant une aide à leur parent

| Europe du Sud 62% | | Europe de l'Est 64% | | Europe continentale 60% | | Europe du Nord 57% | |
|----------------------|-----|------------------------|-----|----------------------------|-----|-----------------------|-----|
| Espagne | 59% | Rép. Tchèque | 67% | Autriche | 69% | Suède | 55% |
| Italie | 63% | Pologne | 60% | Allemagne | 59% | Pays-Bas | 61% |
| Grèce | 61% | | | France | 58% | Danemark | 55% |
| | | | | Suisse | 60% | | |
| | | | | Belgique | 62% | | |
| Ensemble : 60% | | | | | | | |

Lecture : En Espagne, 59% des enfants aidants sont des femmes.

Champ : Individus aidants (à distance ou cohabitants), de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie.

Le tableau 12 montre par ailleurs que la différence homme femme s'accroît à mesure que l'intensité de l'aide augmente. Parmi la majorité des aidants, c'est-à-dire ceux apportant moins d'une heure d'aide par jour à leur parent âgé, un peu moins de 6 sur 10 sont des femmes. Elles représentent en revanche plus de 7 aidants sur 10 quand l'aide dépasse deux heures par jour. Le tableau 13 présente par pays le temps moyen que consacrent les aidants hors ménage dans l'aide à leur parent. Les femmes s'impliqueraient en moyenne deux fois plus que les hommes (3 heures par semaine pour les femmes contre 1 heure et 15 minutes par semaine pour les hommes). Mis à part les Pays-Bas, tous les pays sont caractérisés par cette plus forte implication des femmes. À noter enfin que parmi les pays d'Europe continentale, la différence homme-femme apparaît plus faible en France que chez ses voisins allemands, autrichiens, belges et suisses.

Table 12. Distribution des aidants selon le temps d'aide quotidien (cohabitants exclus)

| | Proportion d'aidants "à distance" | | |
|---------------------------|-----------------------------------|--------|--------|
| | Proportion totale | Femmes | Hommes |
| moins d'1heure | 70% | 57% | 46% |
| entre 1 heure et 2 heures | 13% | 64% | 36% |
| entre 2 heure et 4 heures | 11% | 76% | 24% |
| entre 4 heure et 8 heures | 5% | 79% | 21% |
| plus de 8 heures | 2% | 73% | 27% |

Lecture : Dans l'ensemble de l'échantillon, 70% des aidants "à distance" en Europe apportent moins d'une heure d'aide par jour. Parmi eux, 57% sont des femmes.

Champ : Individus aidants à distance, de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie.

Table 13. Temps moyen consacré dans l'aide à leur parent par les seniors aidants (cohabitants exclus)

| | Par jour | | Par semaine | |
|---------------------|----------|--------|-------------|--------|
| | Hommes | Femmes | Hommes | Femmes |
| Europe du Sud | 0,76 | 1,35 | 5,32 | 9,53 |
| Espagne | 1,42 | 2,00 | 9,94 | 14,00 |
| Italie | 0,71 | 1,14 | 4,97 | 7,98 |
| Grèce | 0,57 | 1,34 | 3,99 | 9,38 |
| Europe de l'Est | 0,66 | 0,93 | 4,59 | 6,52 |
| République tchèque | 0,64 | 0,83 | 4,48 | 5,81 |
| Pologne | 0,69 | 1,14 | 4,83 | 7,98 |
| Europe continentale | 0,21 | 0,38 | 1,45 | 2,67 |
| Autriche | 0,11 | 0,57 | 0,77 | 3,99 |
| Allemagne | 0,29 | 0,43 | 2,03 | 3,01 |
| France | 0,27 | 0,34 | 1,89 | 2,38 |
| Suisse | 0,14 | 0,34 | 0,98 | 2,38 |
| Belgique | 0,14 | 0,36 | 0,98 | 2,52 |
| Europe du Nord | 0,12 | 0,18 | 0,82 | 1,28 |
| Suède | 0,14 | 0,23 | 0,98 | 1,61 |
| Pays-Bas | 0,14 | 0,14 | 0,98 | 0,98 |
| Danemark | 0,07 | 0,17 | 0,49 | 1,19 |
| Ensemble | 0,17 | 0,43 | 1,19 | 3,01 |

Lecture : En Espagne, les hommes aidants "à distance" consacrent en moyenne 1,42 heure (1 heure et 25 minutes) par jour dans l'aide à leur parent, soit 9,94 heures (9 heure et 56 minutes par semaine).

Champ : Individus aidants à distance, de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie.

Au final, l'aide des seniors à leur parent est dans 52 % des cas l'aide d'une fille à sa mère²³, la proportion passant à 62 % lorsque l'on restreint les aidants aux non-cohabitants apportant en moyenne plus d'une heure d'aide par jour.

²³Dans 35 % des cas, l'aide est apportée par un fils à sa mère, dans 7% des cas par une fille à son père, et enfin dans 5% des cas par un fils à son père.

1.5.3 Aider et travailler : deux activités concurrentes ?

En plus de leur potentielle activité d'aidant, les seniors peuvent exercer, pour une majorité d'entre eux, une activité professionnelle rémunérée. L'objectif est ici d'étudier la manière dont les individus articulent ces deux activités. L'aide à un proche peut en effet contraindre plus ou moins fortement l'exercice d'une activité professionnelle. Au regard de la population ici étudiée, la question du renoncement à l'exercice d'une activité professionnelle revêt un sens particulier car la question d'aider ou non un parent âgé peut interagir avec celle du départ à la retraite. Le fait d'aider un parent âgé peut en effet inciter les seniors à quitter prématurément le marché du travail ou freiner leur souhait de prolonger leur activité professionnelle au-delà de l'âge légal de la retraite.

Une première approche de la relation entre aide et emploi à travers les données de la deuxième vague de SHARE montre que le fait d'être impliqué ou non dans la prise en charge d'un parent âgé ne semble pas avoir d'effet évident sur l'offre de travail. Pris dans leur globalité, c'est-à-dire indépendamment de l'intensité de leur implication, les aidants ne travaillent pas moins que les non aidants. Au contraire, les aidants seraient légèrement plus nombreux à exercer une activité professionnelle (53 % contre 50 %), et ce bien que les femmes, moins souvent actives que les hommes, soient surreprésentées dans la population des aidants. Ce résultat est semblable à celui obtenu par Carmichael et Charles (1998) sur données anglaises. Cette légère surreprésentation des actifs occupés dans la population des aidants ne peut s'expliquer par une différence d'âge entre les deux populations, l'âge moyen étant quasiment identique dans les deux populations²⁴. Ce résultat peut en revanche rendre compte du fait que la majorité des aidants (70 %) apportent moins d'une heure d'aide par jour à leur parent âgé, ce qui limite *a priori* les effets négatifs de l'aide sur l'exercice d'une activité professionnelle. Il convient donc de distinguer l'activité des aidants suivant le nombre d'heures d'aide qu'ils apportent à leur parent âgé. Il apparaît alors que le taux d'emploi des aidants varie considérablement suivant l'intensité de l'aide qu'ils fournissent. Il décroît de manière continue avec le nombre d'heures d'aide apportée au parent âgé²⁵. Il passe de 63 % pour ceux apportant en moyenne moins d'une heure d'aide par jour à 5 % pour ceux apportant plus de

²⁴Parmi les femmes, les aidantes ont en moyenne 55,3 ans, contre 55,1 ans en moyenne pour les non-aidantes. Parmi les hommes, les aidants ont en moyenne 55,7 ans, et les non-aidants en moyenne 55,5 ans. L'âge n'est donc pas ici un facteur pouvant expliquer des différences entre l'activité moyenne des deux populations.

²⁵Nous rappelons que la prise en compte de l'intensité de l'aide nous contraint à exclure de l'analyse les enfants cohabitant avec leur parent.

huit heures d'aide par jour²⁶. Ce résultat peut révéler un effet négatif de l'aide sur l'emploi, effet croissant avec l'intensité de l'aide. Mais alors que les aidants « intensifs », c'est-à-dire ceux qui apportent plus d'une heure d'aide par jour, exercent moins souvent une activité professionnelle que les non-aidants, les aidants « non intensifs », c'est-à-dire ceux qui apportent moins d'une heure d'aide par jour, occupent en moyenne plus fréquemment une activité professionnelle que les non-aidants. Ce résultat peut simplement rendre compte du fait que les individus aidant leur parent tout en exerçant une activité professionnelle apportent en majorité une aide inférieure à une heure par jour. Il peut aussi s'expliquer par l'effet mis en évidence par Le Bihan et Martin (2006) : les aidants « non intensifs » pourraient plus fréquemment exercer une activité professionnelle pour se protéger d'une implication plus importante dans l'activité d'« aidant ».

La relation entre aide et emploi est sans doute fonction du contexte institutionnel et culturel dans lequel elle se situe et l'on peut dès lors s'attendre à ce qu'elle varie d'un pays à l'autre. Parmi les données dont nous disposons, les effectifs d'aidants, ceux aidant de manière « intensive » en particulier, sont cependant trop faibles au sein de chaque pays pour permettre une comparaison statistique raisonnable. Nous proposons donc une comparaison par groupe de pays. Même si cette comparaison peut noyer certaines différences entre pays d'un même groupe, elle semble justifiée au regard de l'analyse effectuée précédemment sur les comportements d'aide. La tendance selon laquelle les aidants « non intensifs » sont plus souvent actifs occupés que les non-aidants, alors que les aidants « intensifs » le seraient moins souvent, est commune à tous les groupes de pays et concerne aussi bien les hommes que les femmes (tableau 14). Seuls les hommes en Europe de l'Est échappent à la règle : même aidants « intensifs », ils seraient plus souvent actifs occupés que les non-aidants. La différence de taux d'emploi entre non-aidants et aidants « intensifs » est globalement plus importante pour les femmes que pour les hommes. En Europe du Sud en particulier, les femmes apportant plus d'une heure d'aide par jour seraient moins de 2 sur 10 à exercer une activité professionnelle, soit près de la moitié moins que les non aidantes.

²⁶cf. graphique 1 dans la section 3.1 du chapitre 3.

Table 14. Taux d'emploi des seniors selon le comportement d'aide (cohabitants exclus)

| Femmes | | | | |
|-----------------------|-------------------|------------------------|------------------|--------------------|
| | Europe du Nord | Europe continentale | Europe du Sud | Europe de l'Est |
| Non-aidantes | 58% (361) | 45% (597) | 30% (400) | 31% (278) |
| Aidantes "à distance" | 62% (283) | 47% (335) | 23% (133) | 31% (100) |
| moins d'1h par jour | 67% (239) | 54% (210) | 35% (40) | 40% (45) |
| 1h par jour ou plus | 34% (44) | 35% (125) | 17% (93) | 24% (55) |

| Hommes | | | | |
|----------------------|-------------------|------------------------|------------------|--------------------|
| | Europe du Nord | Europe continentale | Europe du Sud | Europe de l'Est |
| Non-aidants | 70% (358) | 55% (558) | 61% (423) | 47% (239) |
| Aidants "à distance" | 73% (211) | 63% (209) | 53% (74) | 73% (49) |
| moins d'1h par jour | 74% (191) | 68% (149) | 63% (38) | 78% (32) |
| 1h par jour ou plus | 65% (20) | 52% (60) | 42% (36) | 65% (17) |

Lecture : 58% des femmes non-aidantes en Europe du Nord exercent une activité professionnelle

Note : Entre parenthèses figurent les effectifs.

Champ : Individus de 50 à 65 ans ayant un seul parent en vie.

En comparant l'activité des aidants avec celle des non-aidants, nous avons jusque-là implicitement appréhendé l'aide comme un déterminant de l'offre de travail. Sous cette hypothèse, la corrélation négative qui existe entre le nombre d'heures d'aide apportée et le fait d'exercer ou non une activité professionnelle reflète un effet négatif de l'aide sur l'emploi. Cependant, l'analyse statistique faite précédemment souffre potentiellement de deux biais qu'il convient de contrôler par une procédure économétrique. Le premier correspond à un « biais de variables omises » et le second à un « un biais de simultanéité ».

Tout d'abord, un certain nombre de caractéristiques individuelles peuvent, si elles ne sont pas considérées lors de l'analyse, conduire à une corrélation entre aide et emploi alors même que les décisions de venir en aide à un parent et d'exercer une activité professionnelle sont indépendantes. Le fait d'étudier la relation entre aide et emploi sans tenir compte de l'état de santé des individus peut par exemple biaiser l'analyse. Si par exemple un bon état de santé favorise à la fois l'exercice d'une activité professionnelle et la fourniture d'aide, la non-prise en compte de cette variable peut conduire à une corrélation positive entre aide et emploi, qui pourra à tort être interprétée comme un effet positif de l'aide sur l'emploi. Pour contrôler l'effet confondant d'un certain nombre de caractéristiques individuelles telles que l'état de santé, il convient d'effectuer une estimation

économétrique mesurant l'effet de l'aide apportée à un parent âgé sur l'activité professionnelle toutes choses égales par ailleurs.

Il est par ailleurs possible que l'activité professionnelle soit un déterminant de l'aide et non l'inverse. La corrélation négative entre quantité d'aides et probabilité d'exercer une activité professionnelle peut alors s'expliquer par le fait que l'inactivité favorise la fourniture d'aide informelle, les inactifs ayant des coûts d'opportunité généralement plus faibles que les actifs. Les individus ayant pris leur retraite avant que se pose la question de l'aide à un parent âgé ne sont par exemple pas concernés par l'arbitrage entre aide et emploi. Qu'ils aident ou non n'a au final aucune conséquence sur leur offre de travail, qui sera nulle quel que soit leur comportement d'aide. Cependant, le fait que les inactifs aident plus que les actifs occupés peut brouiller l'analyse car cela conduit à une corrélation négative entre aide et travail, pouvant être interprétée à tort comme un effet négatif de l'aide sur l'offre de travail.

Le chapitre 3 prolonge l'analyse présentée dans cette section en contrôlant la possible endogénéité de l'activité d'aidant par rapport à l'offre de travail.

1.6 L'articulation entre l'aide informelle et l'aide professionnelle

Jusqu'ici, les logiques de prise en charge familiale ont été étudiées sans tenir compte directement de l'aide professionnelle dont peuvent par ailleurs bénéficier les personnes âgées dépendantes. Or, comme nous l'avons suggéré précédemment à de nombreuses reprises, certaines des différences liées aux comportements individuels et familiaux de prise en charge observées au niveau européen révèlent vraisemblablement des recours variables d'un pays à l'autre à l'aide professionnelle. Celle-ci peut en effet apparaître comme une alternative ou un complément à l'aide apportée par les membres de l'entourage familial.

Nous proposons ici une analyse descriptive du recours à l'aide professionnelle et de son articulation avec l'aide informelle dans le contexte français. Le chapitre 4 prolongera l'analyse en étudiant la manière dont l'aide informelle s'articule avec l'aide professionnelle financée par l'intermédiaire

de l'allocation personnalisée d'autonomie. Nous utilisons pour cela les données de l'enquête HSM qui permettent de disposer d'une description précise des configurations d'aides, aussi bien dans sa composante informelle que professionnelle. L'analyse est restreinte aux personnes âgées de plus de 60 ans. L'échantillon utilisé est alors composé de 9230 individus.

1.6.1 Le recours à l'aide professionnelle en France

Le recours à de l'aide professionnelle parmi les plus de 60 ans résidants en France apparaît relativement fréquent : près d'un quart (24%) des plus de 60 ans déclarent recevoir l'aide d'intervenants professionnels en raison de difficultés à réaliser certaines des activités de la vie quotidienne. Cette proportion apparaît largement croissante avec l'âge, passant de 4% parmi les 60-69 ans à 13% pour les 70-79 ans, pour atteindre 40% chez les plus de 80 ans. En restreignant l'analyse à ceux qui reçoivent une aide, quelle soit de nature informelle ou professionnelle, 7 individus de plus de 80 ans sur 10 reçoivent l'aide d'au moins un intervenant professionnel.

Dans la majorité des cas, les individus ont recours à un intervenant professionnel unique (tableau 15). L'intervention de plusieurs aidants professionnels apparaît cependant plus fréquente pour les individus les plus âgés qui sont, lorsqu'ils reçoivent une aide professionnelle, près de 30% à recevoir l'aide de plusieurs intervenants.

Tableau 15. Nombre d'intervenants professionnels parmi les individus recevant une aide professionnelle

| | 60-69 ans | 70-79 ans | 80 ou plus |
|--------------------------|-----------|-----------|------------|
| 1 aidant professionnel | 82% | 77% | 70% |
| 2 aidants professionnels | 13% | 18% | 22% |
| 3 aidants professionnels | 5% | 5% | 8% |

Lecture : Parmi les individus de 60 à 69 ans recevant de l'aide de professionnels, 82% reçoivent l'aide d'un intervenant unique.

Champ : Individus âgés de plus de 60 ans.

Suivant la nature des besoins de la personne âgée, différents types de professionnels interviennent au domicile des personnes âgées dépendantes. Le questionnaire de l'enquête HSM permet de recenser 7 types d'intervenants professionnels :

- (1) Un (une) infirmier(ère)

- (2) Un (une) aide-soignant(e)
- (3) Un autre professionnel paramédical
- (4) Une aide à domicile, une aide ménagère, une auxiliaire de vie, une garde à domicile, un service de portage
- (5) Un intervenant social
- (6) Un psychologue, un psychomotricien,...
- (7) Autres

Les résultats sont ici présentés après regroupement en 4 modalités :

- « Infirmier » correspondant à la modalité (1)
- « Profession paramédicale » correspondant aux modalités (2) et (3)
- « Travailleurs sociaux » correspondant aux modalités (4) et (5)
- « Autres » correspondant aux modalités (6) et (7).

Les enquêtés déclarant recevoir le soutien d'un aidant professionnel dans la catégorie « autres » étaient invités par une question ouverte à préciser le type d'aidant. L'analyse des réponses à la question ouverte montre une très grande diversité d'intervenants rendant l'étude de l'aide apportée par cette catégorie difficilement interprétable. Nous avons donc préféré, pour alléger la présentation, de ne pas reporter dans les tableaux suivants les résultats concernant les aidants professionnels « autres ». Dans le cadre de la prise en charge à domicile des personnes âgées fragiles, les travailleurs sociaux constituent la majorité des intervenants professionnels : ils représentent près de 70% des intervenants (tableau 16). Les infirmiers représentent quant à eux près de 15% des aidants professionnels en moyenne, cette proportion apparaissant croissante avec l'âge de l'individu aidé.

Tableau 16. Distribution des aidants professionnels selon le type d'intervenant

| | 60-69 ans | 70-79 ans | 80 ou plus |
|----------------------|------------|-------------|-------------|
| Infirmiers | 11% (75) | 15% (226) | 16% (436) |
| Paramédicaux | 11% (51) | 9% (152) | 12% (304) |
| Travailleurs sociaux | 67% (272) | 72% (867) | 70% (1302) |
| Autres | 11% (32) | 4% (41) | 2% (48) |
| Ensemble | 100% (430) | 100% (1286) | 100% (2090) |

Lecture : 11% des professionnels intervenant auprès de personnes âgées de

60 à 69 ans sont des infirmiers

Champ : Individus âgés de plus de 60 ans.

1.6.2 Description de l'aide apportée par les intervenants professionnels

Les intervenants professionnels peuvent apporter aux personnes âgées un large éventail d'aide et de soins. L'enquête HSM permet de décrire le soutien apporté par les intervenants professionnels, les enquêtés étant invités à préciser les activités dans lesquelles ils sont aidés par chaque aidant, qu'il soit professionnel ou informel. Le questionnaire de l'enquête prévoit 8 modalités d'aide, la personne enquêtée pouvant en citer plusieurs :

- (1) pour les soins personnels
- (2) pour les tâches ménagères
- (3) pour gérer le budget, s'occuper des papiers, des démarches administratives
- (4) pour assurer une présence, une compagnie
- (5) en vérifiant ce que fait la personne aidée
- (6) pour aller voir le médecin, s'occuper des problèmes de santé de la personne aidée
- (7) pour aller faire les courses, acheter des médicaments
- (8) dans d'autres activités

L'implication à domicile des intervenants professionnels se restreint dans la majorité des cas à l'une de ces activités (tableau 17). Les infirmiers et les paramédicaux apparaissent de ce point de vu comme les « plus spécialisés » : ils interviennent dans respectivement 87% et 91% des cas dans une seule activité alors que cela n'est le cas que pour 65% des travailleurs sociaux. Par ailleurs, l'intervention des professionnels se diversifie pour tous les professionnels avec l'âge de la personne aidée. Cette implication plus étendue s'explique vraisemblablement par le fait que les plus âgés sont caractérisés d'une part par des besoins de prise en charge plus importants et d'autre part par une plus forte probabilité de ne pas pouvoir compter sur le soutien d'un conjoint.

Tableau 17. Répartition des aidants professionnels selon le nombre déclaré de modalités d'aide

| | Infirmiers | Paramédicaux | Travailleurs sociaux | Ensemble* |
|---------------------|------------|--------------|----------------------|-----------|
| 60-69 ans | | | | |
| 1 modalité | 92% | 97% | 74% | 80% |
| 2 modalités ou plus | 8% | 3% | 26% | 20% |
| 70-79 ans | | | | |
| 1 modalité | 88% | 94% | 69% | 75% |
| 2 modalités ou plus | 12% | 6% | 31% | 25% |
| 80 ans ou plus | | | | |
| 1 modalité | 86% | 87% | 61% | 69% |
| 2 modalités ou plus | 14% | 13% | 39% | 31% |

* La colonne "ensemble" contient les "autres" aidants professionnels

Lecture : 92% des infirmiers intervenant auprès d'un individu âgé de 60 à 69 ans n'exercent selon l'enquête qu'une des 8 modalités d'aide proposées

Champ : Professionnels intervenant auprès des personnes de plus de 60 ans.

La réalisation des tâches ménagères apparaît comme la principale activité réalisée par les aidants professionnels : près de 70% d'entre eux en moyenne interviennent dans ce domaine. Les soins personnels correspondent au deuxième type d'aide dans lequel interviennent les professionnels, et ce d'autant plus que la personne aidée est âgée (tableau 18).

L'implication des professionnels apparaît naturellement centrée sur « leur cœur de métier » respectif : les professions sanitaires s'impliquant principalement dans les soins personnels et la prise en charge des problèmes de santé tandis que les travailleurs sociaux interviennent principalement dans les tâches ménagères et les courses. Ce constat est d'autant plus vrai que la personne aidée est âgée. Lorsque plusieurs aidants professionnels interviennent auprès d'une personne âgée dépendante, situation plus fréquente parmi les plus âgés, le partage des tâches entre intervenants apparaît en effet plus strict. A noter par ailleurs qu'une part croissante avec l'âge de travailleurs sociaux sont déclarés apportés une présence, une compagnie ou vérifié ce que fait la personne âgée.

Tableau 18. Fréquence de citation des aides selon le type d'intervenants professionnels

| | Infirmiers | Paramédicaux | Travailleurs sociaux | Ensemble* |
|--|------------|--------------|----------------------|-----------|
| 60-69 ans | | | | |
| soins personnels | 51% | 16% | 12% | 16% |
| tâches ménagères | 4% | 15% | 90% | 64% |
| gérer le budget, s'occuper des papiers | 4% | 1% | 10% | 11% |
| assurer une présence, une compagnie | <1% | 1% | 10% | 7% |
| vérifier ce que fait la personne | 4% | <1% | 4% | 4% |
| s'occuper des problèmes de santé | 38% | 56% | 4% | 14% |
| faire les courses (dont médicaments) | 2% | 2% | 20% | 14% |
| autres activités | 6% | 15% | 1% | 8% |
| 70-79 ans | | | | |
| soins personnels | 63% | 36% | 13% | 23% |
| tâches ménagères | 7% | 6% | 94% | 72% |
| gérer le budget, s'occuper des papiers | 1% | 2% | 5% | 4% |
| assurer une présence, une compagnie | 1% | 3% | 10% | 8% |
| vérifier ce que fait la personne | 2% | 1% | 2% | 2% |
| s'occuper des problèmes de santé | 30% | 44% | 4% | 11% |
| faire les courses (dont médicaments) | 2% | 2% | 20% | 15% |
| autres activités | 7% | 17% | 2% | 6% |
| 80 ans ou plus | | | | |
| soins personnels | 71% | 51% | 18% | 30% |
| tâches ménagères | 1% | 2% | 94% | 67% |
| gérer le budget, s'occuper des papiers | <1% | 1% | 6% | 4% |
| assurer une présence, une compagnie | 1% | 3% | 16% | 12% |
| vérifier ce que fait la personne | 5% | 3% | 6% | 5% |
| s'occuper des problèmes de santé | 25% | 30% | 4% | 11% |
| faire les courses (dont médicaments) | 3% | 3% | 25% | 18% |
| autres activités | 8% | 17% | 3% | 6% |

* La colonne "ensemble" contient les "autres" aidants professionnels

Lecture : Parmi les infirmiers intervenant auprès d'individus âgés de 60 à 69 ans, 51% apportent (au moins) une aide dans les soins personnels.

Champ : Professionnels intervenant auprès des personnes de plus de 60 ans.

1.6.3 Aide professionnelle et configuration d'aide

En moyenne, deux tiers des professionnels intervenant auprès d'une personne de plus de 60 ans s'inscrivent dans une configuration d'aide comprenant d'autres aidants. Les travailleurs sociaux se distinguent cependant assez nettement des infirmiers et professions paramédicales. Tandis que ces derniers n'interviennent que très rarement seuls (moins de 5% des cas en moyenne), les travailleurs sociaux interviennent seuls dans près d'un cas sur deux (44% des cas en moyenne). Le fait pour un professionnel d'intervenir seul apparaît par ailleurs de moins en moins fréquent avec l'âge de la

personne aidée, et ce aussi bien pour les infirmiers que pour les travailleurs sociaux, la proportion de professionnel intervenant conjointement avec d'autres aidants augmentant de 53% chez les 60-69 ans à 72% chez les plus de 80 ans (tableau 19).

Le tableau 20 distingue les aidants professionnels suivant qu'ils interviennent avec des aidants informels, des aidants professionnels ou les deux à la fois. Parmi les infirmiers intervenant avec d'autres aidants, seuls 13% en moyenne interviennent uniquement avec des aidants informels. Le plus souvent, les infirmiers s'inscrivent dans des configurations d'aide comprenant à la fois des aidants professionnels (en plus d'eux-mêmes) et des aidants informels. Ceci les rapproche encore une fois des professions paramédicales mais les distinguent des travailleurs sociaux qui sont près d'un sur deux en moyenne (46%) à intervenir uniquement avec des aidants informels lorsqu'ils n'interviennent pas seuls.

Tableau 19. Répartition des professionnels selon le nombre d'autres aidants

| | Infirmiers | Paramédicaux | Travailleurs sociaux | Ensemble* |
|------------------------|------------|--------------|----------------------|-----------|
| 60-69 ans | | | | |
| 0 (aucun autre aidant) | 11% | <1% | 57% | 47% |
| 1 (un autre aidant) | 32% | 12% | 21% | 21% |
| 2 | 32% | 63% | 14% | 20% |
| 3 | 16% | 18% | 4% | 6% |
| 4 | 4% | 2% | 1% | 2% |
| 5 ou plus | 5% | 4% | 3% | 4% |
| 70-79 ans | | | | |
| 0 (aucun autre aidant) | 6% | 5% | 50% | 38% |
| 1 (un autre aidant) | 32% | 16% | 29% | 29% |
| 2 | 33% | 37% | 12% | 18% |
| 3 | 15% | 19% | 4% | 7% |
| 4 | 9% | 15% | 3% | 5% |
| 5 ou plus | 5% | 9% | 2% | 3% |
| 80 ans ou plus | | | | |
| 0 (aucun autre aidant) | 2% | 2% | 39% | 28% |
| 1 (un autre aidant) | 27% | 23% | 30% | 29% |
| 2 | 30% | 21% | 15% | 18% |
| 3 | 22% | 27% | 9% | 13% |
| 4 | 13% | 19% | 4% | 7% |
| 5 ou plus | 6% | 8% | 3% | 4% |

* La colonne "ensemble" contient les "autres" aidants professionnels

Lecture : 32% des infirmiers interviennent en plus d'un autre aidant auprès des individus âgés de 60 ans à 69 ans.

Champ : Professionnels intervenant auprès des personnes de plus de 60 ans.

Tableau 20. Répartition des professionnels suivant qu'ils interviennent avec des aidants informels et/ou d'autres aidants professionnels (professionnels intervenant seuls exclus)

| | Infirmiers | Paramédicaux | Travailleurs sociaux | Ensemble* |
|------------------------|------------|--------------|----------------------|-----------|
| 60-69 ans | | | | |
| avec des AI uniquement | 35% | 26% | 43% | 37% |
| avec des AI et AP | 52% | 27% | 25% | 31% |
| avec des AP uniquement | 13% | 47% | 32% | 32% |
| 70-79 ans | | | | |
| avec des AI uniquement | 16% | 10% | 49% | 35% |
| avec des AI et AP | 56% | 71% | 28% | 40% |
| avec des AP uniquement | 28% | 19% | 23% | 25% |
| 80 ans ou plus | | | | |
| avec des AI uniquement | 10% | 13% | 44% | 31% |
| avec des AI et AP | 61% | 59% | 33% | 43% |
| avec des AP uniquement | 29% | 28% | 23% | 26% |

* La colonne "ensemble" contient les "autres" aidants professionnels

Note : AI : aidants informels ; AP : aidants professionnels

Lecture : 35% des infirmiers qui interviennent auprès d'individus âgés de 60 à 69 ans à côté d'autres aidants s'inscrivent dans une configuration d'aide constituée uniquement d'aidants informels.

Champ : Professionnels intervenant auprès des personnes de plus de 60 ans.

Lorsqu'ils ne sont pas les seuls aidants, les professionnels interviennent donc dans la majorité des cas aux côtés d'aidants informels. Le tableau 21 distingue la population aidée suivant la nature de la configuration d'aide qui l'entoure. A l'instar de Dutheil (2001), nous distinguons les individus suivant qu'ils reçoivent une aide informelle (aide reçue de la part d'individus de l'entourage uniquement), une aide professionnelle (aide reçue de la part de professionnels uniquement) et enfin une aide mixte (aide reçue à la fois d'aidants informels et d'aidants professionnels).

Les configurations d'aide mixte apparaissent relativement fréquente et ce d'autant plus que la personne aidée est âgée. Elles ne représentent que 12% parmi les individus aidés de 60 à 69 ans mais représente plus d'un tiers des configurations d'aide pour les plus de 80 ans.

Tableau 21. Répartition des individus aidés suivant la nature de la configuration d'aide

| | 60-69 ans | 70-79 ans | 80 ans ou plus |
|----------------------|-----------|-----------|----------------|
| Aide informelle | 64% | 44% | 30% |
| Aide mixte | 12% | 23% | 35% |
| Aide professionnelle | 24% | 33% | 35% |

Lecture : 35% des individus aidés âgés de 60 à 69 ans reçoivent une aide uniquement informelle.

Champ : Individus aidés de plus de 60 ans.

Un modèle logistique multinomial a été estimé afin d'étudier le « choix » d'une configuration d'aide. Les résultats présentés dans le tableau 22 confirment que la probabilité de recevoir une aide mixte mais aussi professionnelle, plutôt que de recevoir une aide uniquement informelle, augmente fortement avec l'âge. Ces probabilités sont également plus élevées chez les femmes qui recourent plus fréquemment à une aide professionnelle, avec ou sans aide informelle. La probabilité de recevoir une aide mixte plutôt qu'une aide uniquement familiale ou uniquement professionnelle est largement expliquée par le besoin d'aide. Ainsi, les personnes se déclarant limitées en raison d'un problème de santé et classées dépendantes selon la grille AGGIR ont plus de chances de recevoir une aide mixte plutôt que les autres types d'aide. Le fait de recevoir une aide uniquement familiale ou uniquement professionnelle ne semble en revanche pas associé aux besoins d'aide de la personne âgée. En d'autres termes, un niveau de dépendance croissant ne serait pas associé à un recours à des aidants professionnels se faisant au détriment de l'implication familiale. La configuration d'aide apparaît par ailleurs fortement associée à la configuration familiale. Les personnes seules sans enfant ont une probabilité plus élevée que les personnes en couple de recevoir une aide professionnelle plutôt que familiale ou mixte. Comparées aux personnes vivant seules, ceux ayant des enfants ont significativement plus souvent recours à des intervenants professionnels, associés ou non à de l'aide informelle. De ce point de vue, le fait de n'avoir que des fils oriente la prise en charge vers des configurations d'aide composées uniquement d'aidants professionnels. Ce résultat suggère encore une fois que les filles s'impliquent davantage dans l'aide informelle que les garçons. Le type de configuration d'aide est également associé à la situation économique et sociale de la personne aidée. La probabilité de recevoir une aide professionnelle plutôt que familiale ou mixte apparaît positivement associée avec le niveau d'étude. De même, la probabilité de recevoir une aide professionnelle plutôt que familiale ou mixte est plus élevée chez les cadres et les professions intermédiaires que dans les autres catégories sociales. Ces effets sont cependant atténués par l'effet du revenu qui joue négativement sur la probabilité de recevoir une aide professionnelle plutôt que familiale ou mixte²⁷.

²⁷Le revenu correspond ici au revenu du ménage, sans tenir compte du nombre d'individus composant le ménage. Il est donc difficile d'interpréter le coefficient associé à cette variable.

Tableau 22. Déterminants de la configuration d'aide (Logit multinomial)

| | (modalité de référence : aide informelle) | |
|---|---|---------------------------------------|
| | Aide mixte (odds ratios) | Aide professionnelle (odds ratios) |
| Homme | réf. | réf. |
| Femme | 1.53*** | 1.59*** |
| 60-69 ans | réf. | réf. |
| 70-79 ans | 2.82*** | 1.97*** |
| 80 ans ou plus | 5.11*** | 2.41*** |
| Santé perçue bonne ou très bonne | réf. | réf. |
| Santé perçue moyenne à très mauvaise | 0.91 | 0.66** |
| Pas de maladie chronique | réf. | réf. |
| Au moins une maladie chronique | 1.23 | 0.86 |
| Pas de limitation | réf. | réf. |
| Limitations | 2.68*** | 1.18 |
| GIR 1 à 4 | 5.50*** | 0.88 |
| GIR 5 | 1.98*** | 0.79 |
| GIR 6 | réf. | réf. |
| Couple avec ou sans enfant | réf. | réf. |
| Personne seule sans enfant | 1.36 | 5.82** |
| Personne seule ayant au moins une fille | 1.52*** | 2.85*** |
| Personne seule n'ayant que des fils | 2.15*** | 6.35*** |
| Niveau d'études : primaire | 0.74 | 0.31*** |
| Niveau d'études : secondaire (collège) | 0.85 | 0.51** |
| Niveau d'étude : secondaire (lycée) | 1.48 | 0.95 |
| Niveau d'études : universitaire | réf. | réf. |
| Agriculteur | 1.43 | 0.55* |
| Indépendant | 0.82 | 0.62 |
| Cadre | réf. | réf. |
| Profession intermédiaire | 1.42 | 0.96 |
| Employé | 1.40 | 0.71 |
| Ouvrier | 1.07 | 0.44*** |
| Sans profession ou non renseignée | 0.97 | 0.57* |
| 1er quartile de revenu | 1.23 | 2.29*** |
| 2ème quartile de revenu | 0.98 | 1.99** |
| 3ème quartile de revenu | 0.93 | 1.07 |
| 4ème quartile de revenu | réf. | réf. |
| Revenu non renseigné | 1.24 | 1.88* |

Lecture : ***, **, * : significatif à 1%, 5%, 10%.

Champ :Individus aidés de plus de 60 ans.

Afin de décrire comme l'aide se partage entre aidants informels et aidants professionnels lorsqu'ils interviennent conjointement, nous avons regroupé les 8 modalités d'aide identifiées à partir du questionnaire de l'enquête en trois catégories :

- « aide sanitaire », qui regroupe l'aide pour les soins personnels (1) et l'aide pour aller voir le médecin, s'occuper des problèmes de santé de la personne aidée (6) ;

- « aide domestique », qui rassemble l'aide pour les tâches ménagères (2), l'aide pour gérer le budget, s'occuper des papiers, des démarches administratives (3) et l'aide pour aller faire les courses, acheter des médicaments (7) ;

- « aide sous une autre forme » qui regroupe l'aide pour assurer une présence, une compagnie (4), l'aide en vérifiant ce que fait la personne aidée (5) et l'aide dans d'autres activités (8).

Dans les configurations d'aide mixte, il ne semble pas exister un partage strict des tâches entre intervenants professionnels et aidants informels : les uns s'occupant par exemple de l'aide domestique et les autres de l'aide sanitaire. Dans la majorité des cas, que ce soit pour l'aide sanitaire ou l'aide domestique, la prise en charge est partagée par la famille et les professionnels, et cela quelle que soit la classe d'âge de l'individu aidé (tableau 23). Les aidants informels semblent d'une manière générale intervenir à tous les niveaux. L'aide domestique implique en particulier quasiment systématiquement un aidant informel tandis que l'aide sanitaire est apportée uniquement par un aidant professionnel dans moins de 20% des cas en moyenne.

Tableau 23. Type d'aidants selon le type d'aide (population des individus recevant une aide mixte)

| | AI uniquement | AI et AP | AP uniquement |
|-------------------------------|---------------|----------|---------------|
| 60-69 ans | | | |
| une aide sanitaire | 49% | 40% | 11% |
| une aide domestique | 52% | 48% | 1% |
| une aide sous une autre forme | 77% | 21% | 2% |
| 70-79 ans | | | |
| une aide sanitaire | 39% | 45% | 16% |
| une aide domestique | 45% | 54% | 1% |
| une aide sous une autre forme | 76% | 21% | 4% |
| 80 ans ou plus | | | |
| une aide sanitaire | 33% | 48% | 19% |
| une aide domestique | 48% | 50% | 2% |
| une aide sous une autre forme | 71% | 26% | 3% |

Note : AI : aidants informels ; AP : aidants professionnels

Lecture : Parmi les individus de 60 à 69 ans recevant une aide mixte et déclarant recevoir une aide sanitaire, 49% sont aidés par des aidants informels uniquement, 40% par des aidants informels et des aidants professionnels et 11% uniquement par des aidants professionnels.

Champ : Personnes de plus de 60 ans recevant une aide mixte.

Au final, le recours à l'aide professionnelle apparaît relativement important en France parmi les personnes âgées vivant à domicile : 40% y ont recours parmi les plus de 80 ans. Cette aide est en majorité orientée vers les activités domestiques et à un degré moindre les soins personnels. Les professionnels interviennent dans la majorité des cas à côté d'aidants informels. Ces derniers ne semblent dès lors pas se désengager massivement de la prise en charge lorsque des professionnels interviennent. Dans la majorité des cas, la famille reste impliquée dans les activités dans lesquelles interviennent les professionnels. Le chapitre 4 prolongera cette analyse en étudiant la manière dont l'aide informelle s'articule avec l'aide professionnelle financée par le biais de l'APA.

1.7 Conclusion

Un certain nombre de résultat se dégage de ce premier éclairage statistique porté sur la mobilisation familiale dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes. Tout d'abord, une comparaison européenne fait apparaître des modalités familiales de prise en charge différentes d'un pays à l'autre. Ces différences renvoient au traditionnel gradient Nord-Sud. Des deux modalités d'aide que nous avons distinguées, la cohabitation serait plus développée dans le sud de l'Europe tandis que l'aide à distance serait plus fréquente dans le nord. L'étude du comportement des enfants laisse aussi transparaître des différences au niveau européen. Lorsque la parent dépendant ne plus plus compter sur l'aide d'un conjoint, ils sont en effet plus souvent aidants dans le nord de l'Europe mais l'aide qu'ils apportent seraient plus intensive dans le sud de l'Europe. Au regard des ces différences Nord-Sud, la France et les autres pays continentaux seraient dans une position intermédiaire tandis que les pays d'Europe de l'Est auraient un profil similaire au pays d'Europe du Sud.

Malgré ces modalités d'implication différentes, la présence familiale autour des personnes âgées dépendantes apparaît relativement homogène au niveau européen, la proportion d'individu dépendant ne recevant aucun soutien familial étant semblable d'un pays à l'autre (entre 15 et 20%). Par ailleurs, l'implication individuelle, en particulier celle des enfants, apparaît dans tous les pays grandement conditionnée par les configurations familiales. De ce point de vue, la présence d'un conjoint auprès du parent dépendant apparaît comme un des principaux déterminants de l'implication des enfants, mais aussi et surtout ; de la manière dont ceux-ci, au sein d'une même fratrie, articulent

leurs comportements. Plus précisément, les comportements des enfants au sein d'une même famille apparaissent en première analyse comme interdépendants lorsque le parent dépendant ne vit pas avec un conjoint, laissant transparaître une norme de prise en charge pesant sur la fratrie dans son ensemble.

Au regard de l'articulation entre l'aide apportée à un parent âgé et l'exercice d'une activité professionnelle, l'analyse statistique menée ici ne permet pas de conclure à une stricte substitution entre les deux activités. Si les deux apparaissent comme concurrentes pour des niveaux d'aide importants, les seniors européens apportant une aide à leur parent âgé seraient en moyenne caractérisés par un taux d'activité légèrement plus élevé en moyenne que les non aidants.

Enfin, en plus de l'aide familiale, une part importante d'individus âgés a recours à de l'aide professionnelle à domicile. A ce stade, les analyses statistiques présentées dans ce chapitre ne permettent pas d'illustrer un désengagement de la famille lorsque des intervenants professionnels participent à la prise en charge.

Ces premiers résultats reposent majoritairement sur des analyses empiriques bivariées. Ils nécessitent d'être confirmés ou amendés par des analyses multivariées permettant de contrôler un certain nombre de facteurs confondants. Les chapitres suivants répondent à cet objectif.

Chapitre 2

Providing care for an elderly parent :
interactions among siblings ?

Résumé

Ce chapitre s'intéresse à l'aide que les enfants apportent à leur parent âgé dépendant. L'objectif est d'étudier la manière dont les décisions individuelles de participer ou non à la prise en charge interagissent au sein d'une même fratrie. Nous focalisons l'analyse sur les fratries de deux enfants et utilisons les données de l'enquête Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Notre échantillon est composé de 314 personnes âgées dépendantes et de leurs 628 enfants. Afin d'identifier les interactions entre frères et sœurs, nous spécifions un modèle sous forme de jeu discret. Plutôt que d'utiliser la « condition de cohérence », le modèle est estimé en ajoutant une règle de sélection endogène. Celle-ci permet de résoudre l'incomplétude du modèle, due à l'absence d'équilibre ou à la présence d'équilibres multiples. Nos résultats empiriques permettent d'expliquer la corrélation des comportements entre frères et sœurs au regard des trois effets identifiés par Manski. Les effets corrélés (*correlated effects*) apparaissent relativement faibles. Les interactions contextuelles (*contextual interactions*) et endogènes (*endogenous interactions*) révèlent des effets croisés. Le caractère asymétrique des interactions endogènes est le résultat le plus frappant. L'implication du cadet tend à augmenter la propension à s'impliquer de l'aîné, tandis que l'implication de l'aîné tend à réduire la propension à s'impliquer du cadet. Cette asymétrie serait renforcée par certaines caractéristiques socio-démographiques, en particulier quand l'aîné est une fille et le cadet un garçon, mais serait atténuée par une logique économique d'ensemble. Ces résultats pourraient mettre en évidence une norme familiale de solidarité faisant reposer la prise en charge sur les aînés plus que sur les cadets, cette norme pouvant être renforcée ou au contraire atténuée selon les caractéristiques des enfants.

Abstract

This chapter is focused on children providing and financing long-term care for their elderly parent. The aim of this work is to highlight the interactions that may take place among siblings when deciding whether or not to become a caregiver. We look at families with two children using data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe ; our sample contains 314 dependent elderly and their 628 adult children. In order to identify the interactions between siblings, we have specified a two-person discrete game model. To estimate this model, without invoking the "coherency" condition, we have added an endogenous selection rule to solve the incompleteness problem arising from multiplicity or absence of equilibrium. Our empirical results suggest that the three classical effects identified by Manski could potentially explain the observed correlation between the siblings' caregiving behaviour. Correlated effects alone appear to be weak. Contextual interactions and endogenous interactions reveal cross-effects. The asymmetric character of the endogenous interactions is our most striking result. The younger child's involvement appears to increase the net benefit of caregiving for the elder one, whereas the elder child's involvement decreases the net benefit of caregiving for the younger child.

2.1 Introduction

As informal care, in particular family care, is a crucial part of long-term care, it needs to be taken into account when examining the public aid system for the elderly. For this reason, it is not only useful to look at the factors that contribute to family involvement in caregiving, but also to measure the extent to which formal caregiving and informal caregiving are substitutes, as well as the extent to which public aid crowds out family support. A significant amount of studies have attempted to answer these questions ; however, they have not been primarily focused on care arrangements among siblings, that is, on the way siblings interact. This is, for the most part, due to the authors' assumption that caregiving is to be borne by a unique child, generally the one who lives with the disabled, elderly parent. The present study loosens this hypothesis and considers that several siblings may be involved in caring. Defining the conditions under which multiple informal caregiving may be favoured, simultaneously establishes the conditions that allow for the provision of care to be divided among siblings.

This chapter is predominantly focused on the way siblings organise themselves to take care of their elderly, disabled parent living within the community. We try to understand the interactions between siblings in the face of parental dependency : does one child's involvement in parental caregiving affect the other child's involvement ? Can we assume the siblings' respective involvement to be independent ? If not, can we see a positive or negative relationship between the siblings involvement ? And finally, what are the determinants of these interactions ?

Our study is not interested in understanding the caregiving production process. We ignore both the type and the intensity of the care provided by each child and focus instead on what we call "care arrangements" : who is involved in caregiving and who is not. Evidently, the decision for a sibling to participate in caregiving is dependent on the expected production process and the cost sharing between the involved siblings. A comprehensive analysis would require a model that incorporates two decision moments (Pezzin et al., 2006). As we will see in the following section, some authors have already put forward such models. Nevertheless, these structural approaches face important difficulties. First, they are confronted with the highly complex challenge of collecting data, which accurately captures the arrangements for the provision of care among siblings. Second, in order to feasibly manage these models, the authors do not allow for care arrangements with

multiple informal caregivers, which is precisely the point we would like to investigate.

As a result, we prefer to adopt a direct model intended to only capture the decision to participate (or not) in caregiving. We assume that the child's utility is dependent on the actual decision of his or her siblings to participate in the provision of care. In this simple game, the observed care arrangement is assumed to be a Nash equilibrium. Regardless of the model adopted, a wide range of information is needed to analyse the interactions among siblings. The data should provide information on the elderly dependent parent and on his or her family members, for example on his or her adult children. The SHARE survey is focused on people aged 50 and above in 10 European countries. This survey provides the type of data needed, despite there being little information available concerning children. In this chapter we have selected a sample of dependent elderly¹ (aged 65 or more), living without a spouse and having two adult children. The participants without a spouse were selected, because we focus on families with child caregivers². The selection requirement of two children is for simplicity and to neutralise a potential size effect (Fontaine et al., 2007).

This chapter proceeds as follows : Section 2.2 gives a brief overview of the analytical frameworks used in the literature to model interactions between siblings during the decision to provide care for an elderly parent, Sections 2.3 and 2.4 describe our econometric model : preferences, specifications, equilibrium conditions, and the outcome selection rule in the case of indetermination, Section 2.5 describes the data used within this study, Section 2.6 reports the main empirical results, and, finally, Section 2.7 concludes.

¹See Section 2.5 for a precise definition of a dependent person.

²See Chapter 1 for a general analysis of family caregiving organisation in Europe and for a comparison of children's caregiving behaviour in the presence of a spouse.

2.2 Analytic frameworks for modelling interactions between siblings

In our sample, care arrangements are distributed as follows : in four families out of 10 (38%) neither 1 of the 2 children are caregivers, in roughly the same proportion (41%) 1 out of 2 children is involved in caregiving and in two families out of 10 both the children are involved. Shared caregiving among children is unexpectedly not insignificant. Furthermore, the probability of a child being involved in the caregiving of his or her dependent parent appears to be higher when the other child is also involved, than when it is not the case (50 and 34%, respectively). How can we explain these figures ?

A first explanation is that the children's decisions to give care are not independent. Some studies (Bommier, 1995 ; Jellal and Wolff, 2002 ; Wolff, 2006) have tested the independence of the children's decisions using a direct estimation. In these studies, the probability of each child to participate in the provision of care is a function of the characteristics displayed by his or her sibling(s). This is a simple way to avoid the endogeneity bias. However, the significant link between a child's probability to participate and the characteristics possessed by his or her sibling(s) cannot be interpreted as evidence for interdependence between the children's decisions. Such a conclusion would be an inappropriate use of estimation results. It is indeed impossible a priori to disentangle what stems from actual interactions from what stems from contextual or correlated effects (Manski, 2000). For example, the gender of child 1 alone, independently of child 1's caregiving decision, can influence the probability of child 2 becoming the caregiver to their aged parent. There are two main ways to overcome this difficulty. First, is to find an instrumental variable tied to the sibling's decision, but orthogonal to the decisions made by the other siblings. In our context, this solution is clearly not viable : any measurable characteristic of a child that is assumed to influence his or her caregiving decision is de facto a family characteristic.

A second solution is to use a structural model to capture the interactions. Few studies have explored this structural approach. Two main options can be found in the literature. Some studies (Byrne et al., 2007 ; Checkovitch and Stern, 2002), directly focused on explaining care arrangements, consider the parent's well-being as a public good. Each child contributes knowing his or her siblings' contribution. One child's decision to contribute in the provision of care affects the

other children through the marginal productivity of their respective contribution. These models appear too restrictive for our study, because they assume that the decision to provide care, or to share the financial consequences of caregiving, is exclusively based on productivity considerations. In addition, a child's behaviour can be assumed to have a normative dimension : a child may consider that he or she does not have to take care of a dependent parent if his or her sibling is not involved in the provision of care. In this case, it is not a matter of caregiving productivity, but rather a matter of judgment on behalf of the child, with regards to what constitutes a normal or fair care arrangement. In the second modelling option, the organisation and decisions pertaining to caregiving within a family is viewed as the result of a two-step interaction. In the first step, each child decides whether or not to get involved in the family decision. In the second step, the organisation of caregiving is collectively set up by the siblings who got involved. Pezzin et al. (2006) developed this type of analytical framework and defended the idea that in the first step interactions are non-cooperative, while in the second step interactions have to be interpreted as cooperative interactions. Some studies (Engers and Stern, 2002 ; Hiedemann and Stern, 1999) have estimated this type of model. These two-step models can be useful as they help grasp the normative dimension of the children's behaviour. For instance, in the second step, the cooperative arrangement for the provision of care by the children who choose to get involved can reveal each sibling's weight in the collective decision-making process. Furthermore, in the first step, we could argue that the links between the child's decision to participate in caregiving and the probabilities associated with his or her siblings' decisions to participate may have normative interpretations. However, these models do not precisely consider the issue at stake for two reasons. First, in the second step of these models, the family decision concerns the living arrangement for the elderly parent, but care arrangements where more than one child provides care usually do not appear as a possible choice³ Second, the equilibrium concept used in the first step of these models do not allow for one child's decision to affect the others' decisions. Indeed, the authors use a Bayesian equilibrium solution, which assumes that each child's decision depends on formulated conjectures about their sibling's behaviour and not on their actual behaviour. This representation of the siblings' interactions is not straightforward. It assumes that both siblings play simultaneously and that each child decides to participate in the provision of care without knowing his or her siblings' decisions. In the context

³The choice set usually contains : living alone in a separate household, living with one of the children (intergenerational household) or living in a nursing or a personal care home (institutional household).

of family interactions, this representation appears quite unrealistic. It does not give room for understanding and interpreting care arrangements as a result of endogenous social interactions. In other words, it does not allow for a child to react to his or her siblings' actual decisions when he or she considers participating in the provision of care⁴.

Consequently, in order to test the actual interactions among siblings without a priori assumptions, we have specified a simple model that characterizes the care arrangements through a stability condition. The model contains the following assumption of non-cooperative interactions : each child decides whether to give care or not, knowing the other child's decision. This allows us to explain multiple care arrangements without ruling out potential normative motives. As we only consider families with two children and focus on involvement (as a binary variable), we acquire a two-person discrete game model, which should be understood as a "semi-structural" model. It has the advantage of avoiding the "reflection problems" described by Manski (2000). Yet, since these types of models are written in terms of inequality restrictions, they may bring about the "incompleteness"⁵ problem depicted by Tamer (2003). However, using appropriate estimation methods, it is possible to overcome this problem and ultimately test how the observed behaviour of one child affects the behaviour of his or her sibling.

⁴In a third modeling option, Bernheim et al. (1985) assume that interactions among siblings are due to the prospect of inheritance. The parents extract from their children the maximum amount of filial attention by playing them against each other. Strategic bequests are however less plausible in Europe than in US because most European countries do not allow individuals to disinherit their descendants.

⁵See Tamer (2003) for a discussion on the distinction between incoherent and incomplete models.

2.3 Micro-econometric model

As mentioned above, we only consider the case of two-child families. In a two-child family j , the caregiving behaviour of a given child is represented by a binary variable a_{ij} ($i = 1$ for the elder child, $i = 2$ for the younger child). The variable a_{ij} is equal to 1 if the child is involved in caregiving (providing or financing care), and 0 if not. In family j , four care arrangements k_j are observable :

- None of the children are involved ($a_{1j} = 0$ and $a_{2j} = 0$) : $k_j = 0$
- The elder child is involved alone ($a_{1j} = 1$ and $a_{2j} = 0$) : $k_j = 1$
- The younger child is involved alone ($a_{1j} = 0$ and $a_{2j} = 1$) : $k_j = 2$
- Both of them are involved ($a_{1j} = 1$ and $a_{2j} = 1$) : $k_j = 3$

To model the different care arrangements, we assume that each child's decision on whether to give care or not is based on his or her utility maximisation. In order to be able to test the possibility of interaction among siblings, the utility function of a child depends not only on his or her own involvement, but also on the behaviour of his or her sibling : $U_{1j} = U_{1j}(a_{1j}, a_{2j})$ and $U_{2j} = U_{2j}(a_{2j}, a_{1j})$. Therefore, a child can adopt a different behaviour depending on the actual behaviour of his or her sibling.

The behaviour of a child depends on the net utility of caregiving, ΔU_{ij} , i.e. the utility gap between caregiving $a_{ij} = 1$ and no caregiving $a_{ij} = 0$. Owing to the specification of the utility function, this gap varies according to the behaviour of the other child :

$$\Delta U_{1j}(a_{2j}) = U_{1j}(1, a_{2j}) - U_{1j}(0, a_{2j}) \tag{2.1}$$

$$\Delta U_{2j}(a_{1j}) = U_{2j}(1, a_{1j}) - U_{2j}(0, a_{1j})$$

No assumption is made regarding the mechanism that leads to a given care arrangement. We assume only that the observed care arrangements are "stable". More precisely, neither child wants to change their decision given the decision of the other child.

We assume that the observed care arrangement is a pure Nash equilibrium of a non-cooperative game :

| | | Younger child | |
|-------------|---|------------------------|---|
| | | 0 | 1 |
| Elder child | 0 | 0 ; 0 | 0 ; $\Delta U_{2j}(0)$ |
| | 1 | $\Delta U_{1j}(0)$; 0 | $\Delta U_{1j}(1)$; $\Delta U_{2j}(1)$ |

Following Brock and Durlauf (2001), Soetevent and Kooreman (2007), we assume that the net benefit of caregiving is dependent on individual or family characteristics. It can be additively decomposed into three components⁶

$$\Delta U_{1j}(a_{2j}) = X_{1j} \cdot \alpha_1 + a_{2j} \cdot \beta_1 + \varepsilon_{1j} \quad (2.2)$$

$$\Delta U_{2j}(a_{1j}) = X_{2j} \cdot \alpha_2 + a_{1j} \cdot \beta_2 + \varepsilon_{2j}$$

The first component, $X_{1j} \cdot \alpha_1$ (resp. $X_{2j} \cdot \alpha_2$), is the structural component. It captures the direct effect of a characteristic X_{1jk} on the net benefit of caregiving (regardless of the other child's decision). This component is assumed to depend on three types of characteristics : (i) the individual characteristics : a child who is a non-worker may, for example, have a higher net benefit of caregiving than one who is a worker ; (ii) the family context : i.e. the characteristics of the disabled elderly parent and those of the other child. A child may have a higher net benefit of caregiving when the parent is severely disabled or a lower net benefit if the sibling is retired, assuming that the caregiving supply rests upon the latter ; (iii) cross-effects between the characteristics of each actor : for example having a sister rather than a brother can influence, in different ways, the net benefit of caregiving for men and women. This latter component should capture the contextual interactions and correlated effects due to observed variables.

The second component, $a_{2j} \cdot \beta_1$ (resp $a_{1j} \cdot \beta_2$), is the interactional component. It measures the way the net benefit of caregiving is affected by the sibling's involvement. As specified, the interactional

⁶Note that we allow the individual or family characteristics (X_{1j} for the elder child, X_{2j} for the younger child) and the behaviour of the sibling to have a different impact on the net benefit of caregiving of the elder or younger child, i.e. the coefficients α and β may be different for the elder and the younger child. As we will see, our empirical results confirm the importance of this assumption as caregiving behaviours appear very different according to the birth rank of the child.

component is reduced to a constant term. In this case, we constrain interactions to be homogeneous across families. If this component is statistically significant ($\beta_1 \neq 0$ and $\beta_2 \neq 0$) we will conclude that the behaviour of one child has an impact on the utility of the other and thus on his or her behaviour.

Finally, the third component is the residual component. Some explanatory factors of the decision to provide care or not are shared by the siblings, for example the characteristics of the disabled parent. Some of these factors are captured by the explanatory variables of the model, while others are most likely unobserved. In order to control for this potential bias of endogeneity, we estimate the model allowing for the errors to be correlated within a family. We assume that the residuals are distributed according to a bivariate normal density function : $(\varepsilon_{1j}; \varepsilon_{2j}) \rightarrow N(0, 0, 1, 1, \rho)$, where ρ is the correlation coefficient between ε_{1j} and ε_{2j} .

Therefore, a care arrangement $(a_{1j}; a_{2j})$ is a pure Nash equilibrium if

$$\begin{cases} U_{1j}(a_{1j}, a_{2j}) \geq U_{1j}(1 - a_{1j}, a_{2j}) \\ U_{2j}(a_{2j}, a_{1j}) \geq U_{2j}(1 - a_{2j}, a_{1j}) \end{cases} \quad (2.3)$$

Let N_j denoted the set of Nash equilibria for each family j . The probability for each care arrangement to be a Nash equilibrium of N_j is

$$\begin{aligned} P(0 \in N_j) &= P(\Delta U_{1j}(0) < 0 \cap \Delta U_{2j}(0) < 0) \\ P(1 \in N_j) &= P(\Delta U_{1j}(0) \geq 0 \cap \Delta U_{2j}(1) < 0) \\ P(2 \in N_j) &= P(\Delta U_{1j}(1) < 0 \cap \Delta U_{2j}(0) \geq 0) \\ P(3 \in N_j) &= P(\Delta U_{1j}(1) \geq 0 \cap \Delta U_{2j}(1) \geq 0) \end{aligned} \quad (2.4)$$

Subsequently, with regard to the specification of net benefit of caregiving (2.2), the probabilities that a care arrangement be a pure Nash equilibrium can be rewritten as a function of the exogenous variables :

$$\begin{aligned}
 P(0 \in N_j) &= F(-X_{1j}.\alpha_1, -X_{2j}.\alpha_2, \rho) \\
 P(1 \in N_j) &= F(X_{1j}.\alpha_1, -X_{2j}.\alpha_2 - \beta_2, -\rho) \\
 P(2 \in N_j) &= F(-X_{1j}.\alpha_1 - \beta_1, X_{2j}.\alpha_2, -\rho) \\
 P(3 \in N_j) &= F(X_{1j}.\alpha_1 + \beta_1, X_{2j}.\alpha_2 + \beta_2, \rho)
 \end{aligned}
 \tag{2.5}$$

where F is the joint cumulative distribution of the bivariate normal.

This set of equations is not able to provide the well-defined, reduced form needed for a derived econometric model. The underlying economic model is well defined and does not suffer from logical inconsistency. However, it can generate multiple equilibria or no equilibrium. Therefore, the probability for a care arrangement to be a Nash equilibrium (for example $P(0 \in N_j)$) does not correspond with the probability of a care arrangement to be observed ($P(k_j = 0)$).

2.4 Complete specification and estimation method

From an econometric point of view, the specification (2.5) leads to an incomplete model (Tamer, 2003; Maddala, 1983). In other words, for a given vector of exogenous variables (both observed and unobserved), this definition of an equilibrium does not allow us to predict a unique value for the endogenous variable k_j (Appendix A).

Two cases must be distinguished, each depending on the way the two children interact. First, they can interact in a symmetric way : in the case of positive (negative) interactions, the two children are subject to an increase (decrease) in their probability of caregiving when the sibling is also a caregiver. In this case, the symmetry of the interactions leads to either a single equilibrium ($N_j = \{1\}, \{2\}, \{3\}, \{4\}$) or multiple equilibria ($N_j = \{1, 2\}$ in the case of negative interactions, $N_j = \{0, 3\}$ in the case of positive interactions). Second, interactions may be asymmetric : one is subject to an increase in his or her probability of involvement when their sibling is involved, while the other is subject to a decrease in his or her probability of involvement when their sibling is

involved. In this situation, the asymmetry of the interactions leads to either a single equilibrium ($N_j = \{1\}, \{2\}, \{3\}, \{4\}$) or no equilibrium ($N_j = \{\emptyset\}$).

When using bivariate discrete game models, economists usually impose a "coherency" condition ($\beta_1 \cdot \beta_2 = 0$) in order to force the probability of the four outcomes to sum to one (Heckman, 1978). This would lead the model to always predict a unique outcome. Unfortunately, this solution eliminates any mutual dependence in the model. Another solution is to characterise the equilibrium (at the family level) and to deal explicitly with the non-uniqueness of the outcome. To solve this indetermination, we impose an equilibrium selection in the region of non-uniqueness (Krauth, 2006), i.e. a function $sel(k_j, N_j)$, which assigns to each care arrangement a probability to be observed according to the set of pure Nash equilibria. These equilibria are consistent with the preference specification : $sel(k_j, N_j) = P(k_j/N_j)$.

To describe a well-defined probability distribution, the selection rule must obey the constraints

$$sel(k_j, N_j) \geq 0 \tag{2.6}$$

and

$$\sum_{k_j} sel(k_j, N_j) = 1 \tag{2.7}$$

The probability for a care arrangement, which is not a pure Nash equilibrium to be selected is assumed to be equal to 0 :

$$\forall N_j \neq 0 \text{ and } k_j \neq N_j, \quad sel(k_j, N_j) = 0 \tag{2.8}$$

No other constraint was imposed *a priori*, such that the selection rule contains 5 free parameters (see Table 1).

Table 1. Selection rule : $sel(k_j, N_j)$

| N_j | k_j | | | |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 |
| $\{\emptyset\}$ | $sel(0, \{\emptyset\})$ | $sel(1, \{\emptyset\})$ | $sel(2, \{\emptyset\})$ | $sel(3, \{\emptyset\})$ |
| $\{0\}$ | 1 | 0 | 0 | 0 |
| $\{1\}$ | 0 | 1 | 0 | 0 |
| $\{2\}$ | 0 | 0 | 1 | 0 |
| $\{3\}$ | 0 | 0 | 0 | 1 |
| $\{0, 3\}$ | $sel(0, \{0, 3\})$ | 0 | 0 | $sel(3, \{0, 3\})$ |
| $\{1, 2\}$ | 0 | $sel(1, \{1, 2\})$ | $sel(2, \{1, 2\})$ | 0 |

$$\begin{aligned}
 &\text{with } sel(0, \{\emptyset\}) + sel(1, \{\emptyset\}) + sel(2, \{\emptyset\}) + sel(3, \{\emptyset\}) = 1, \\
 &\quad sel(1, \{1, 2\}) + sel(2, \{1, 2\}) = 1 \\
 &\text{and } sel(0, \{0, 3\}) + sel(3, \{0, 3\}) = 1
 \end{aligned}$$

Given the selection rule (Table 1), the probabilities of observing each care arrangement according to the different sets of pure Nash equilibrium are⁷ :

$$P(k_j = 0) = P(N_j = \{0\}) + sel(0, \{0, 3\}).P(N_j = \{0, 3\}) + sel(0, \{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\})$$

$$P(k_j = 1) = P(N_j = \{1\}) + sel(1, \{1, 2\}).P(N_j = \{1, 2\}) + sel(1, \{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\}) \quad (2.9)$$

$$P(k_j = 2) = P(N_j = \{2\}) + sel(2, \{1, 2\}).P(N_j = \{1, 2\}) + sel(2, \{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\})$$

$$P(k_j = 3) = P(N_j = \{3\}) + sel(3, \{0, 3\}).P(N_j = \{0, 3\}) + sel(3, \{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\})$$

In order to estimate the model with the maximum likelihood method, we need to express the probability of observing each care arrangement as a function of the exogenous variables. First, we express the probability of each set of pure Nash equilibrium with respect to the probability that each care arrangement be a Nash equilibrium :

⁷Note that according to the sign of the interactions, some sets of pure Nash equilibrium are unobservable. When $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 > 0$: $P(N_j = \{0, 3\}) > 0$, $P(N_j = \{1, 2\}) = 0$ and $P(N_j = \{\emptyset\}) = 0$. When $\beta_1 < 0$ and $\beta_2 < 0$: $P(N_j = \{0, 3\}) = 0$, $P(N_j = \{1, 2\}) > 0$ and $P(N_j = \{\emptyset\}) = 0$. When (i) $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 < 0$ (ii) $\beta_1 < 0$ and $\beta_2 > 0$: $P(N_j = \{0, 3\}) = 0$, $P(N_j = \{1, 2\}) = 0$ and $P(N_j = \{\emptyset\}) > 0$.

$$P(N_j = \{0\}) = P(0 \in N_j) - P(N_j = \{0, 3\})$$

$$P(N_j = \{1\}) = P(1 \in N_j) - P(N_j = \{1, 2\})$$

$$P(N_j = \{2\}) = P(2 \in N_j) - P(N_j = \{1, 2\})$$

$$P(N_j = \{3\}) = P(3 \in N_j) - P(N_j = \{0, 3\}) \tag{2.10}$$

$$P(N_j = \{1, 2\}) = I_{\beta_1 < 0, \beta_2 < 0} \cdot [P(0 \in N_j) + P(1 \in N_j) + P(2 \in N_j) + P(3 \in N_j) - 1]$$

$$P(N_j = \{0, 3\}) = I_{\beta_1 > 0, \beta_2 > 0} \cdot [P(0 \in N_j) + P(1 \in N_j) + P(2 \in N_j) + P(3 \in N_j) - 1]$$

$$P(N_j = \{\emptyset\}) = I_{\beta_1 \beta_2 < 0} \cdot [1 - P(0 \in N_j) - P(1 \in N_j) - P(2 \in N_j) - P(3 \in N_j)]$$

where $I_{\beta_1 < 0, \beta_2 < 0} = 1$ if interactions are symmetric and negative, 0 elsewhere ;

$I_{\beta_1 > 0, \beta_2 > 0} = 1$, if interactions are symmetric and positive, 0 elsewhere ;

$I_{\beta_1 \beta_2 < 0} = 1$, if interactions are asymmetric, 0 elsewhere⁸.

Given the systems of equation (2.5), (2.9) and (2.10), we can finally express the probabilities of each outcome as a function of the exogenous variables and parameters $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \rho, sel(k_j, N_j)$.

For a given value of the selection rule's parameters, the parameters of the utility function can be estimated with the maximum likelihood criteria. Conversely, for a given estimation of the utility function parameters, we can acquire an approximation of the selection rule's parameters. That is, the proportion of observed care arrangements conditional on the set of Nash equilibria, which were simulated for each family with the estimated utility functions. We develop this through an iterative strategy : in the first step we adopt an arbitrary set of values for the selection rule (the equi-probability of each possible care arrangement), and estimate the parameters of the utility function by likelihood maximisation. It allows us to simulate the set of Nash equilibria for each

⁸The presence of these three dummies indicates that the likelihood function is non-differentiable at the points $\beta_1 = 0$ and $\beta_2 = 0$.

family and to get an approximation for the selection rule's parameters, based on these first-step estimations. We run a second set of estimations using the "updated" values for the selection rule and so on. The process is repeated until the selection rule's parameters converge. The convergence is very fast, never more than four iterations. This strategy has the advantage that it improves the likelihood of the model compared to an arbitrary selection rule selected *a priori*, as seen in the literature⁹.

2.5 The data : SHARE

For the estimation of this model, we use the 2004 wave of the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe database. It is a multidisciplinary and cross-national database of micro data on health, socioeconomic status and social and family networks of more than 27 000 individuals aged 50 or over. The data collected includes health variables (e.g. self-reported health, health conditions, physical and cognitive functioning, health behaviour, use of health-care facilities), biomarkers (e.g. grip strength, body-mass index, peak flow), psychological variables (e.g. psychological health, well-being, life satisfaction), economic variables (current work activity, job characteristics, opportunities to work past retirement age, sources and composition of current income, wealth and consumption, housing, education), and social support variables (e.g. caregiving within families, transfers of income and assets, social networks, volunteer activities) (Börsch-Supan et al., 2005).

For the sake of homogeneity, we reduced the sample to a population aged 65 or over, reporting at least one limitation in activities of daily living or instrumental activities of daily living, and living without a spouse while having two children. Our sample contains 314 elderly and their 628 children.

The dependent variable of the model is the family's care arrangement (a_{1j}, a_{2j}) . We defined as "caregiver" a child living with his or her disabled elderly parent or living apart but financing¹⁰ or providing help in kind (i.e. personal care, practical household help or help with paperwork). Such

⁹Tamer (2003) states that ad hoc choices of a selection rule may lead to inconsistent estimates. However, simulations ran by Krauth (2006) show that a misspecification of the selection rule has a minimal effect on the resulting parameter estimates.

¹⁰Very few children (5%) provide financial care and 72% of these also provide help in kind. Only 1% provides financial help without providing help in kind.

a broad definition of "involvement" allows us to lessen the well-known impacts of the disability level or of the political framework (supply side effects, public financing arrangement) on informal care¹¹, in order to emphasise other effects such as interactions. However, this creates a deterministic relationship between the child's location and the dependent variable, such that the children's location could no longer be used as an exogenous variable¹².

Each child's decision is assumed to depend on three groups of variables, which are incorporated in the structural component of the utility function (Appendix B). In the first, we control for individual effects : gender, age, education level, marital status and employment. Other factors, such as the child health status or the child income, may explain the caregiving decision, but they are not available in the SHARE survey. The second and third groups of variables describe the context of the decision. We include information on the parent : gender, age, disability level, education, income and wealth (we used a variable indicating if the parent is "sure" or not to have more than 50 000 Euros at the time of his or her death). Using the distinction put forward by Manski (2000), these variables capture "correlated effects" in the behaviour of the children. This is due to the fact that part of the context is the same for both the children of a given family. For each child, the utility gap between caring and not caring is also assumed to depend directly on his or her brother's or sister's characteristics (using the same variables as for individual effects). These variables refer to "contextual interactions" (Manski, 2000).

¹¹The way children provide care to their elderly parents varies across Europe ; intergenerational household being more common in the south for example. But aggregating the different ways of caregiving leads to amazing regularities (see Section 1.3 of Chapter 1).

¹²The fact that location could be endogenous was examined by Stern (1995) and Konrad & Robledo (2002) for example. Correcting for endogeneity is hard as valid instruments are quite difficult to find.

2.6 Results

We estimated several versions of the model described in Sections 2.3 and 2.4. We first estimate a model allowing for correlated residuals. Appendix C reports the estimated coefficients. The estimated correlation coefficient is equal to 0.251 but it is not significant. In order to test the effect of the selection rule, we also estimated the model with two ad hoc selection rules (equal probabilities for each possible care arrangement¹³; systematic selection of the care arrangement without any informal care when no Nash equilibrium exists). Table DI (Appendix D) reports the estimation of the endogenous interactions parameters with each one of these selection rules. The estimation results are very similar – the sign, size and significance of the estimates remain the same – except for the interaction parameters of the younger children, which loose significance under certain specifications. The results reported here, in Table 2, were obtained with uncorrelated residuals and an endogenous selection rule. The size of our sample (N=314) forces us to be as parsimonious as possible in the choice of our explanatory variables. We estimate an unrestricted model excluding, by backward elimination, the insignificant variables. Only the country dummies have been retained even if they are insignificant. Results presented here are those obtained after exclusion of variables which are statistically insignificant at the 10% level.

Model 1 assumes that interactions are homogeneous across families (β_1 and β_2 are constants). As we can also assume that, beyond the birth rank, the sign and the size of the interactions vary across families, we estimate a second model (model 2¹⁴), in which the interactional component of the utility functions may vary according to some individual and family characteristics (V_{ij}) :

$$\Delta U_{1j}(a_{2j}) = X_{1j}.\alpha_1 + a_{2j}.V_{1j}.\beta_1 + \varepsilon_{1j} \quad (2.11)$$

$$\Delta U_{2j}(a_{1j}) = X_{2j}.\alpha_2 + a_{1j}.V_{2j}.\beta_2 + \varepsilon_{2j}$$

¹³Bjorn and Vuong (1984), Kooreman (1994) or Soetevent and Kooreman (2007) consider the same selection rule assuming that each care arrangement is chosen with equal probabilities when there is no equilibrium.

¹⁴A version of model 2 allowing for correlated residuals has also been estimated, but residuals appear uncorrelated (see Appendix C).

Table 2. Estimated coefficients

| | | Model 1 (homogeneous interactions) | | Model 2 (heterogeneous interactions) | |
|--|-------------------------------|---------------------------------------|--------------|---|--------------|
| | | Elder | Younger | Elder | Younger |
| (1) Structural component of the net benefit of caregiving (α) | | | | | |
| Constant | | -0.63(0.03) | 0.38(0.30) | -0.58(0.04) | 0.15(0.66) |
| Country | | | | | |
| | Germany | -0.53(0.08) | 0.18(0.56) | -0.53(0.10) | 0.19(0.54) |
| | Austria | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Denmark | -0.36(0.28) | -0.32(0.33) | -0.45(0.19) | -0.35(0.31) |
| | Spain | -0.30(0.31) | 0.06(0.83) | -0.19(0.52) | -0.08(0.79) |
| | France | -0.39(0.25) | 0.00(0.99) | -0.45(0.22) | -0.02(0.96) |
| | Italy | -0.47(0.22) | -0.13(0.71) | 0.37(0.33) | -0.13(0.71) |
| | Netherland | -0.49(0.15) | 0.00(0.99) | -0.59(0.09) | 0.10(0.80) |
| | Sweden | 0.09(0.76) | 0.22(0.42) | 0.09(0.77) | 0.11(0.69) |
| Individual characteristics | | | | | |
| Elder age | | | | | |
| | -49 | 0.41(0.07) | | 0.53(0.03) | |
| | 50-59 | ref. | | ref. | |
| | 59+ | -0.68(0.01) | | -0.649(0.02) | |
| Younger age | | | | | |
| | -44 | | - | | - |
| | 45-54 | | ref. | | ref. |
| | 55+ | | - | | - |
| Marital status | | | | | |
| | Married with or without child | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | With no spouse no kid | 0.99(<0.01) | 1.275(<0.01) | 1.05(<0.01) | 1.36(<0.01) |
| Employment status | | | | | |
| | Currently employed | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Job seeker | - | - | - | - |
| | Other | 0.67(<0.01) | - | 0.80(<0.01) | - |
| Parent characteristics | | | | | |
| Parent gender | | | | | |
| | Woman | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Man | - | -0.63(<0.01) | - | -0.59(<0.01) |
| Parent age | | | | | |
| | 65-74 | -0.78(<0.01) | -0.73(<0.01) | -0.76(<0.01) | - |
| | 75-84 | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | 85+ | 0.61(0.01) | - | 0.67(0.01) | - |
| Parent disability | | | | | |
| | At least 1 IADL but no ADL | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | At least 1 ADL | - | - | - | - |
| Parent education level | | | | | |
| | No completed secondary school | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Completed secondary school | - | -0.60(0.01) | - | -0.65(0.01) |
| Parent income | | | | | |
| | 1st quartile (by country) | - | -0.33(0.07) | - | -0.40(0.04) |
| | 2nd quartile (by country) | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | 3rd quartile (by country) | - | - | - | - |
| | 4th quartile (by country) | - | - | - | - |

Table 2. Estimated coefficients (continued)

| | Model 1 (homogeneous interactions) | | Model 2 (heterogeneous interactions) | |
|--|---------------------------------------|-------------|---|-------------|
| | Elder | Younger | Elder | Younger |
| P(inheritance>50000€) | | | | |
| <100% | ref. | ref. | ref. | ref. |
| =100% | - | - | - | - |
| Sibling characteristics | | | | |
| Sibling gender (elder/younger) | | | | |
| Daughter/daughter | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Son/daughter | - | 0.32(0.09) | - | 0.53(0.02) |
| Son/son | - | -0.53(0.02) | - | -0.44(0.07) |
| Daughter/son | 0.43(0.03) | - | 1.18(0.01) | 0.82(0.02) |
| Age gap between children | | | | |
| < 4 years | ref. | ref. | ref. | ref. |
| > 4years | -0.42(0.02) | 0.30(0.07) | -0.40(0.03) | 0.31(0.07) |
| Education level | | | | |
| Elder is more educated | - | - | - | - |
| Similar | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Younger is more educated | 0.51(0.08) | - | - | - |
| Sibling employment status | | | | |
| Currently employed | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Job seeker | 1.14(0.01) | - | - | - |
| Other | - | - | - | - |
| (2) Interactional component of the net benefit of caregiving (β) | | | | |
| Constant | 1.09 | -0.72 | 1.081(<0.01) | -0.23(0.46) |
| Sibling gender (elder/younger) | | | | |
| Daughter/daughter | | | ref. | ref. |
| Son/daughter | | | - | - |
| Son/son | | | - | - |
| Daughter/son | | | 0.81(0.06) | -1.26(0.02) |
| Education level | | | | |
| Elder is more educated | | | - | -1.55(0.04) |
| Similar | | | ref. | ref. |
| Younger is more educated | | | 1.49(0.05) | - |
| Parent income | | | | |
| 1st quartile (by country) | | | - | - |
| 2nd quartile (by country) | | | ref. | ref. |
| 3rd quartile (by country) | | | - | - |
| 4th quartile (by country) | | | -0.96(0.01) | - |
| Sibling employment status | | | | |
| Currently employed | | | ref. | ref. |
| Job seeker or other | | | -0.74(0.02) | - |
| Log likelihood | -346.42 | | -336.22 | |

P-value are given in parentheses.

2.6.1 Parameters of the utility function

The coefficient estimates suggest that correlated effects are weak. Only the parent's age affects both the children (in model 1, the coefficient estimate associated with parent's age "under 75" is 0.78 for the elder child and 0.73 for the younger). With the exception of the age effect, the elder child's behaviour is not influenced by the characteristics of his parent, whereas the younger children's behaviour is much more dependent on the parent's characteristics : they have a lower net benefit of caregiving when the disabled parent is a man, when he or she has not completed secondary school and when he or she has a low income. Two sets of variables, the country dummies and the parent disability, are not significant. This result could be in part explained by the definition used here for individual involvement in the provision of care. Ignoring the type and intensity of caregiving leads to behaviours that are more homogeneous across European countries and between the children who have a severely dependent parent and those having a slightly dependent parent (Fontaine et al., 2007).

With regards to "contextual interactions", the most striking result is that the sibling's characteristics are much more significant when they are measured relative to those of the other child, except for employment status. The net benefit of caregiving is better explained by the age and education gap than by the absolute age and education level. Furthermore, having a brother does not have the same impact for men and women : having a brother raises the net benefit of caregiving for daughters (the coefficient estimate is 0.43 for elder daughters and 0.32 for younger daughters), but it has no effect on elder sons and decreases the net benefit of caregiving for the younger son (the estimate coefficient is -0.53).

Turning now to the interactional component of the net benefit equation, estimation results confirm that the child's behaviour is affected by their sibling's involvement in caregiving. More unexpected, however, are the signs of the coefficients : the coefficient estimate in model 1 is positive for the elder children ($\hat{\beta}_1 = 1.09$) and negative for the younger ($\hat{\beta}_2 = -0.72$).

Thus, our results reveal an asymmetry between elder and younger children, in the way that their involvement is affected by the other sibling's involvement. On average, the involvement of the younger child increases the elder child's net benefit of caregiving (positive interactions), whereas

the involvement of the elder child decreases the younger child's net benefit of caregiving (negative interactions)^{15,16}.

2.6.2 The two effects of interactions

The existence of interactions has two effects on the care arrangement set up in a family. First, it modifies the probabilities that a given care arrangement is a Nash equilibrium. In particular, relative to the hypothetical situation where children's decisions are independent, the elder's behaviour should lead to a lower proportion of families in which the younger child provides care alone, and a higher proportion of families in which the children give care to the parent together. Inversely, the younger child's behaviour should lead to a higher proportion of families in which the elder child provides care alone and a lower proportion of families in which the children both give care to the parent. The overall effect of interactions on the probability of observing care arrangements with multiple caregivers is thus a priori indeterminate. Second, the simultaneity and the asymmetry of the interactions lead some families to a situation without equilibrium : on average, the estimated probability that no equilibrium exists is 7%¹⁷.

In this case, the observed care arrangement results from the selection rule. When there is no equilibrium, the selection rule, estimated with model 1, predicts that none of the children are caregivers with a probability of 36%, only the elder child is a caregiver with a probability of 22%,

¹⁵Owing to the non-differentiability of the likelihood function at point $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$, it is not possible to carry on usual tests for testing the significance of endogenous interactions. A solution is to restrict the support of the parameters to $]-\infty; 0]$ or $[0; \infty[$. In this case, the distribution of the test statistic is affected by the fact that tested values are on the boundary (Gouriéroux et al., 1982; Andrews, 2001). We tested " $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$ " against " $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ " using the likelihood ratio. The distribution of the statistic is dominated by a χ^2 with 2 degrees of freedom. The value of the statistics is 13.48 so that we can reject the null hypothesis with an error probability lower than 0.01.

¹⁶Following Krauth (2006), we compare these results with those obtained from two independent probit models : one modelling the elder's involvement (with the younger's involvement as explanatory variable) and one modelling the younger's involvement (with the elder's involvement as explanatory variable). Appendix E reports the results. The endogenous interactions obtained from these two probit model are : $\hat{\beta}_{1,probit} = 0.47$ ($P - value = 0.003$) and $\hat{\beta}_{2,probit} = 0.22$ ($P - value = 0.178$). Owing to the negative correlation between the younger's involvement and the error term, the probit model underestimates the true effect β_1 . Conversely, due to the positive correlation between the elder's involvement and the error term, the probit model overestimates the true effect β_2 .

¹⁷It is important to note that through this second effect alone, interactions modify the probability that the parent will receive care from his or her children. The probability that the care arrangement without a caregiver is a Nash equilibrium is not directly influenced by the existence of interactions, as interactions only play a role in families where at least one child is involved in the caregiving provision.

only the younger child is a caregiver with a probability of 22% and both of them are caregivers with a probability of 21%.

In order to evaluate quantitatively the effect of the interactions, we simulated for each family within the sample the probabilities of each care arrangement obtained with interactions and those obtained without interaction, i.e. if the sibling behaviours were independent ($\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$). Table 3 shows a comparison of the average effects obtained in the sample.

Controlling for contextual interactions and correlated effects, the positive interactions characterizing the elder child leads to a reduction of 0.18 in the probability that the younger child gives care alone¹⁸. On the other hand, the negative interactions characterizing the younger child leads to a 0.07 increase in the probability that the elder child gives care alone. Furthermore, taking into account the existence of interactions, children are in general more likely (0.04) to share the provision of caregiving. On average, the reaction of the elder child, which allows us to explain the positive correlation observed between the decisions of the children within the same family, is not entirely compensated by the negative interactions characterizing the younger child.

However, as the interaction effect is highly non-linear, the mean interaction effect gives only a partial picture of the true effect. The overall effect of asymmetric interactions on the probability of observing care arrangements with multiple caregivers is in fact positive for 73% of the families of the sample, but negative or null for 27%.

¹⁸Note that our comments do not take into account the effect produced by situations without equilibrium and their affectation to each care arrangement.

Table 3. Mean simulated effect of interactions (simulated with the model 1)

| | (1) | (2) | |
|--|---------------|-------------------|------------------|
| | Without | With | Effect of |
| | interactions | interactions | the interactions |
| | $\beta_1 = 0$ | $\beta_1 = 1.09$ | (2)-(1) |
| | $\beta_2 = 0$ | $\beta_2 = -0.72$ | |
| Probabilities of each Nash set | | | |
| $P(N_j = \{0\})$ | 0.35 | 0.35 | 0 |
| $P(N_j = \{1\})$ | 0.13 | 0.20 | 0.07 |
| $P(N_j = \{2\})$ | 0.36 | 0.18 | -0.18 |
| $P(N_j = \{3\})$ | 0.16 | 0.20 | 0.04 |
| $P(N_j = \{\emptyset\})$ | 0 | 0.07 | 0.07 |
| Probabilities of each care arrangement | | | |
| $P(k_j = 0)$ | 0.35 | 0.38 | 0.03 |
| $P(k_j = 1)$ | 0.13 | 0.21 | 0.08 |
| $P(k_j = 2)$ | 0.36 | 0.20 | -0.16 |
| $P(k_j = 3)$ | 0.16 | 0.21 | 0.05 |

Note : For each family we simulated, with model 1, the probabilities of each Nash set and the probabilities of observing each care arrangement. Results presented here give the mean probabilities in the sample.

To give an illustration let us consider two extreme cases present in our sample. First, consider *family A* composed of a parent aged 85 or over, a non-working elder daughter and a younger son. In this family, the elder daughter has a high net benefit of caregiving, even if her younger brother is not involved. On the contrary, the younger son of this family has a slightly positive net benefit of caregiving when his sister is not involved, but a negative net benefit of caregiving when she is involved. His behaviour is thus highly dependent on his sister's behaviour : when his sister is involved he prefers not to provide care, whereas when she is not he prefers to provide care. In this family, given the weakness of the positive marginal effect of the younger son's involvement on the elder daughter's probability to provide care and the significant negative marginal effect of the elder daughter's involvement on the younger son's probability to provide care, interactions within

this family reduces the probability that the provision of care is shared between siblings by 19%. Consider now *family B*, composed of a parent aged 85 or over, an elder son aged 60 or over and a younger daughter living alone. Entirely opposite to *family A*, here, the elder son has a slightly negative net benefit of caregiving when his sister is not involved, but a positive net benefit of caregiving when she is involved. His behaviour is thus highly dependent on his sister's behaviour. The younger daughter, given her characteristics, has a high net benefit of caregiving, even if her brother is involved. In this family, interactions increase the probability that the provision of care is shared among siblings by 35%.

2.6.3 Variables affecting the sign and size of interactions

Estimation results for model 2 (Table 2) show that the negative interactions do not characterize all younger children. With the exception of men having a sister and children whose elder sibling is more educated, the involvement of younger children seems to be independent of the involvement of elder children.

Social characteristics, such as gender and education level, appear to be one of the main sources of asymmetry between younger and elder children, in terms of interactions. The gap in the effect of sibling involvement on the net benefit of caregiving is of greater importance in families composed of an elder daughter and a younger son. Regarding the effect of the education level, any difference in educational levels among siblings seems to reinforce the asymmetry in the interactions : when the younger child is more educated (than the elder), his or her involvement in caregiving increases the net benefit of caregiving for the elder, whereas when the elder is more educated (than the younger) his or her involvement decreases the net benefit of caregiving for the younger.

These results can clearly be interpreted differently ; however, the normative motive appears to be quite relevant for these social effects. The duty to give care to an elderly parent seems to lie more heavily upon the elder child than on the younger child and this would be all the more prominent when the elder is female and the younger is male, or when the elder is less educated.

In contrast to social determinants, economic considerations seem to induce homogeneity in the net benefit functions. For instance, the increase in the elder's probability to provide care, induced

by the involvement of the younger child, is smaller when the younger child does not work or when their parent is well off. This result could reflect a sort of collective economic principle, as if economic considerations could counteract the role of sibling birth order. When the time-constraint faced by the younger child is weak or when a high income enables the parent to purchase formal care, it is easier for the elder child to withdraw from assisting the younger child in providing care. At this point, we reach a limit of our semi-structural model, which does not model the care production and its intensity. It is indeed likely that the previous result is due to the fact that when the involved younger child does not work, the care provision is often large which confirms the elder child's decision not to be involved.

2.7 Conclusion

Our empirical results suggest that the three classical effects distinguished by Manski can indeed explain the observed correlation of caregiving behaviour among siblings. However, correlated effects appear to be weak for multiple reasons. First, the characteristics of the shared context that affect the child's net benefit of caregiving differ for the elder child compared to the younger child. Second, we cannot reject the hypothesis of independence of the residuals within the families. With regards to "contextual interactions", it appears that sibling characteristics are, in general, considerably more significant when they are measured relative to those of the child. For example, the net benefit of caregiving is better explained by age and education gap than by absolute age and education level. Third, endogenous interactions seem relevant, but our results reveal cross-effects between endogenous interactions, on the one hand, and contextual effects and correlated effects, on the other hand. The caregiving decision of one child directly affects the net benefit of caregiving of the other child, but its effect depends on the parent and sibling characteristics. Our most unexpected result is the asymmetry of endogenous interactions : the involvement of the younger child appears to increase the net benefit of caregiving for the elder one, whereas the involvement of the elder child decreases the net benefit of caregiving for the younger one. Social characteristics seem to encourage asymmetry, most probably driven by normative motives. Our results can reflect different expectations in terms of filial duty, according to the birth rank and the gender of each child. Inversely, economic considerations appear to make the reaction to sibling's involvement

by the elder and the younger child more symmetric. For example, when the younger child faces more flexible constraints, the elder child's net benefit of caregiving becomes less dependent on the decision of the other child. The better economic conditions of the younger child seem to exempt the older one from his or her heavier filial duty.

Appendix A : Indetermination of the econometric model

For a given vector of characteristics (observed and unobserved) it is possible to determine the set of Nash-equilibria. Three cases are distinguished here. The results for the case of symmetric and negative interactions are reported in Figure A1. In this case, both children are subject to a decrease in their net benefit of caring, when the other is involved in caregiving. The case of symmetric, but positive interactions is reported in Figure A2 (both children are subject to an increase in their net benefit of caregiving, when the other is involved in caregiving). Figure A3 applies when the elder is subject to positive interactions while the younger is subject to negative interactions (estimation results for model 1 correspond to this case). In each case, an indetermination region appears.

Figure A1 : Nash equilibria when $\beta_1 < 0$ and $\beta_2 < 0$

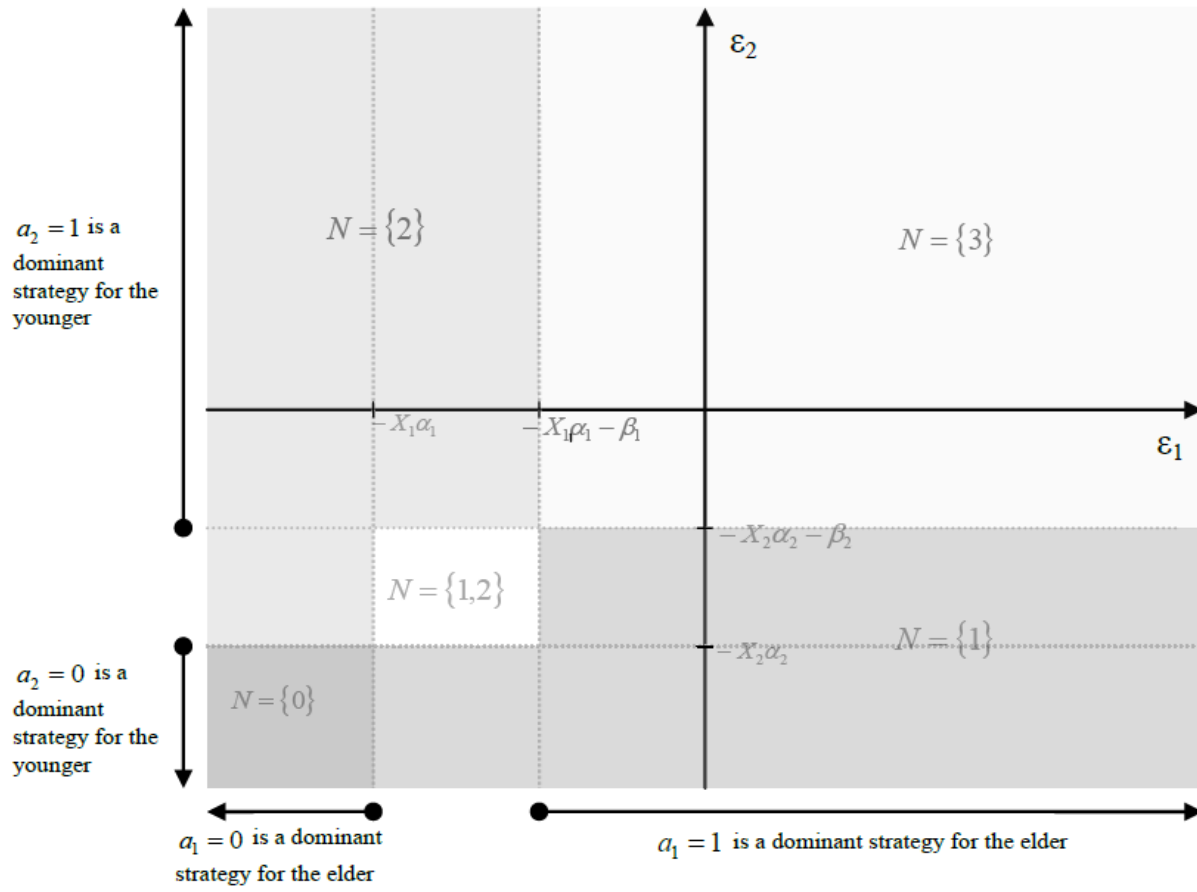


Figure A2 : Nash equilibria when $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 > 0$

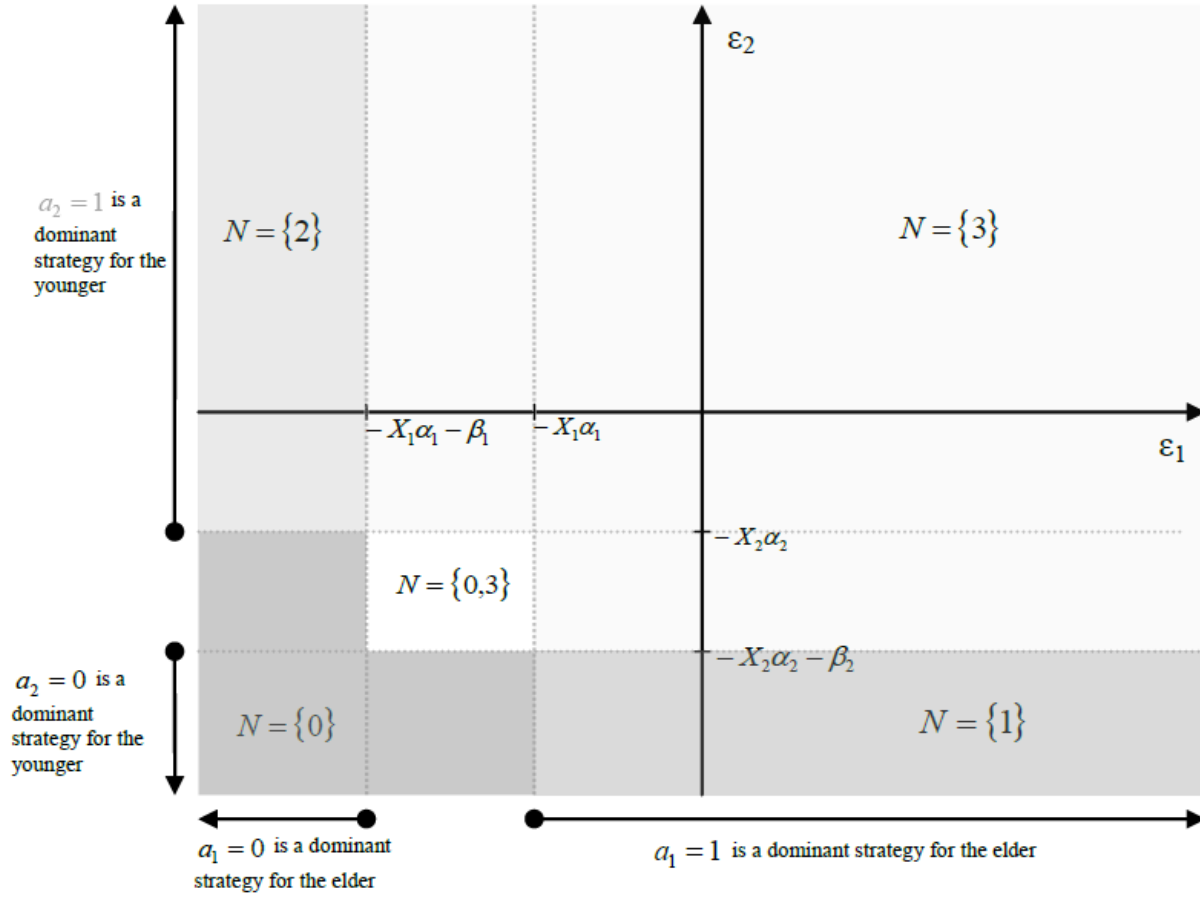
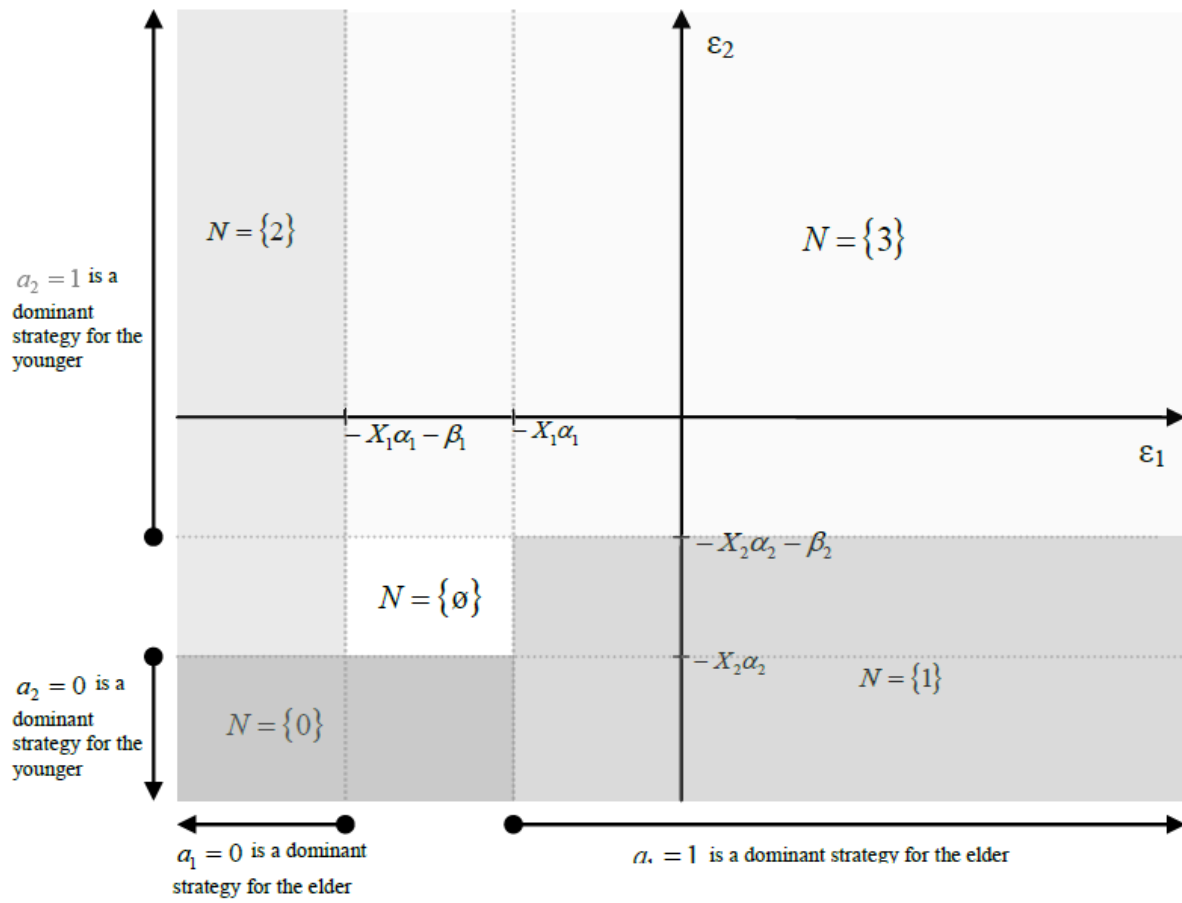


Figure A3 : Nash equilibria when $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 < 0$



Appendix B : Distribution of the covariates by care arrangements

| | | k_0 ($N_0 = 120$) | k_1 ($N_1 = 66$) | k_2 ($N_2 = 61$) | k_3 ($N_3 = 67$) |
|-------------------------------------|----------------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | | % | % | % | % |
| Country | Germany (40) | 34 | 18 | 28 | 20 |
| | Austria (55) | 40 | 18 | 15 | 27 |
| | Denmark (34) | 56 | 18 | 15 | 12 |
| | Spain (48) | 21 | 27 | 27 | 25 |
| | France (29) | 38 | 17 | 21 | 24 |
| | Italy (25) | 40 | 20 | 24 | 16 |
| | Netherland (32) | 56 | 19 | 13 | 13 |
| | Sweden (51) | 31 | 27 | 16 | 25 |
| Parent gender | Man (65) | 57 | 23 | 11 | 9 |
| | Woman (249) | 33 | 20 | 22 | 24 |
| Parent age | 65-74 (78) | 58 | 14 | 17 | 12 |
| | 75-84 (149) | 36 | 19 | 19 | 26 |
| | 85+ (87) | 24 | 31 | 22 | 23 |
| Parent disability | At least 1 IADL but no ADL (146) | 43 | 17 | 21 | 19 |
| | At least 1 ADL (168) | 34 | 24 | 18 | 23 |
| Parent income | 1st quartile (by country) (93) | 42 | 23 | 16 | 19 |
| | 2nd quartile (by country) (90) | 33 | 17 | 17 | 33 |
| | 3rd quartile (by country) (68) | 38 | 22 | 25 | 15 |
| | 4th quartile (by country) (63) | 40 | 24 | 22 | 14 |
| Parent education level | | | | | |
| No completed secondary school (214) | | 31 | 21 | 21 | 26 |
| Completed secondary school (100) | | 54 | 20 | 15 | 11 |
| Age gap between children | | | | | |
| < 4 years(175) | | 40 | 25 | 15 | 21 |
| \geq 4years (139) | | 36 | 17 | 25 | 22 |
| Sibling gender (elder/younger) | Daughter/daughter (72) | 44 | 15 | 18 | 22 |
| | Son/daughter (90) | 32 | 16 | 30 | 22 |
| | Son/son (72) | 51 | 22 | 13 | 14 |
| | Daughter/son (80) | 28 | 31 | 15 | 26 |
| Younger age | -44 (93) | 49 | 19 | 15 | 16 |
| | 45-54 (145) | 39 | 21 | 21 | 19 |
| | 55+ (76) | 24 | 22 | 22 | 32 |
| Elder age | -49 (94) | 48 | 21 | 12 | 19 |
| | 50-59 (143) | 35 | 23 | 22 | 20 |
| | 60+ (77) | 32 | 17 | 23 | 27 |

| | k_0 ($N_0 = 120$) | k_1 ($N_1 = 66$) | k_2 ($N_2 = 61$) | k_3 ($N_3 = 67$) |
|-------------------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | % | % | % | % |
| Younger marital status | | | | |
| Married with or without child (278) | 41 | 23 | 19 | 18 |
| With no spouse no kid (36) | 29 | 8 | 22 | 50 |
| Elder marital status | | | | |
| Married with or without child (281) | 40 | 19 | 21 | 20 |
| With no spouse no kid (33) | 21 | 36 | 6 | 36 |
| Younger employment status | | | | |
| Currently employed (239) | 39 | 21 | 18 | 22 |
| Job seeker (11) | 18 | 45 | 18 | 18 |
| Other (64) | 39 | 17 | 25 | 19 |
| Elder employment status | | | | |
| Currently employed (115) | 43 | 18 | 20 | 19 |
| Job seeker (17) | 41 | 24 | 24 | 12 |
| Other (82) | 26 | 28 | 17 | 29 |
| Younger Education level | | | | |
| No completed sec. school (107) | 33 | 21 | 27 | 21 |
| Completed sec. school (207) | 44 | 22 | 15 | 19 |
| Elder Education level | | | | |
| No completed sec. school (106) | 33 | 22 | 20 | 25 |
| Completed sec. school (208) | 43 | 21 | 19 | 17 |

Sub-sample size in parentheses. Among the 40 elderly living in Germany, 35% does not receive any care from their children, 18% receive care from the elder, 28% receive care from the younger and 20% receive care from both of them

Appendix C : estimated coefficients with correlated residuals

| | | Model 1' (homogeneous interactions) | | Model 2' (heterogeneous interactions) | |
|--|-------------------------------|--|--------------|--|-------------|
| | | Elder | Younger | Elder | Younger |
| (1) Structural component of the net benefit of caregiving (α) | | | | | |
| Constant | | -0.69(0.01) | 0.28(0.50) | -0.58(0.06) | 0.12(0.73) |
| Country | | | | | |
| | Germany | -0.52(0.08) | 0.21(0.49) | -0.52(0.10) | 0.20(0.53) |
| | Austria | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Denmark | -0.31(0.34) | -0.29(0.37) | -0.44(0.21) | -0.34(0.32) |
| | Spain | -0.31(0.28) | 0.05(0.86) | -0.19(0.52) | 0.08(0.80) |
| | France | -0.38(0.26) | 0.02(0.96) | -0.44(0.23) | -0.01(0.97) |
| | Italy | -0.46(0.22) | -0.12(0.73) | 0.36(0.34) | -0.13(0.72) |
| | Netherlands | -0.44(0.20) | 0.06(0.87) | -0.59(0.10) | 0.08(0.83) |
| | Sweden | 0.09(0.76) | 0.21(0.44) | 0.09(0.76) | 0.11(0.69) |
| Individual characteristics | | | | | |
| Elder age | | | | | |
| | -49 | 0.38(0.09) | | 0.52(0.03) | |
| | 50-59 | ref. | | ref. | |
| | 59+ | -0.65(0.01) | | -0.64(0.02) | |
| Younger age | | | | | |
| | -44 | | - | | - |
| | 45-54 | | ref. | | ref. |
| | 55+ | | - | | - |
| Marital status | | | | | |
| | Married with or without child | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | With no spouse no kid | 0.97(<0.01) | 1.25(<0.01) | 1.049(<0.01) | 1.36(<0.01) |
| Employment status | | | | | |
| | Currently employed | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Job seeker | - | - | - | - |
| | Other | 0.65(0.01) | - | 0.80(<0.01) | - |
| Parent characteristics | | | | | |
| Parent gender | | | | | |
| | Woman | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Man | - | -0.64(<0.01) | - | -0.59(0.01) |
| Parent age | | | | | |
| | 65-74 | -0.72(<0.01) | -0.69(<0.01) | -0.75(<0.01) | - |
| | 75-84 | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | 85+ | 0.59(0.01) | - | 0.66(0.01) | - |
| Parent disability | | | | | |
| | At least 1 IADL but no ADL | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | At least 1 ADL | - | - | - | - |
| Parent education level | | | | | |
| | No completed secondary school | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | Completed secondary school | - | -0.62(0.01) | - | -0.65(0.01) |
| Parent income | | | | | |
| | 1st quartile (by country) | - | -0.34(0.06) | - | -0.40(0.04) |
| | 2nd quartile (by country) | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | 3rd quartile (by country) | - | - | - | - |
| | 4th quartile (by country) | - | - | - | - |
| P(inheritance>50000€) | | | | | |
| | <100% | ref. | ref. | ref. | ref. |
| | =100% | - | - | - | - |

| | Model 1' | | Model 2' | |
|--|----------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| | (homogeneous interactions) | | (heterogeneous interactions) | |
| | Elder | Younger | Elder | Younger |
| Sibling characteristics | | | | |
| Sibling gender (elder/younger) | | | | |
| Daughter/daughter | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Son/daughter | - | 0.32(0.10) | - | 0.53(0.02) |
| Son/son | - | -0.50(0.03) | - | -0.44(0.07) |
| Daughter/son | 0.43(0.03) | - | 1.17(0.01) | 0.81(0.03) |
| Age gap between children | | | | |
| < 4 years | ref. | ref. | ref. | ref. |
| > 4years | -0.44(0.01) | 0.32(0.05) | -0.40(0.03) | 0.32(0.06) |
| Education level | | | | |
| Elder is more educated | - | - | - | - |
| Similar | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Younger is more educated | 0.48(0.09) | - | - | - |
| Sibling employment status | | | | |
| Currently employed | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Job seeker | 1.12(0.02) | - | - | - |
| Other | - | - | - | - |
| (2) Interactional component of the net benefit of caregiving (β) | | | | |
| Constant | 1.26(<0.01) | -0.53(0.26) | 1.09(0.02) | -0.18(0.65) |
| Sibling gender (elder/younger) | | | | |
| Daughter/daughter | | | ref. | ref. |
| Son/daughter | | | - | - |
| Son/son | | | - | - |
| Daughter/son | | | 0.79(0.06) | -1.25(0.02) |
| Education level | | | | |
| Elder is more educated | | | - | -1.54(0.05) |
| Similar | | | ref. | ref. |
| Younger is more educated | | | 1.46(0.05) | - |
| Parent income | | | | |
| 1st quartile (by country) | | | - | - |
| 2nd quartile (by country) | | | ref. | ref. |
| 3rd quartile (by country) | | | - | - |
| 4th quartile (by country) | | | -0.95(0.01) | - |
| Sibling employment status | | | | |
| Currently employed | | | ref. | ref. |
| Job seeker or other | | | -0.74(0.02) | - |
| ρ | -0.25(0.48) | | -0.04 (0.92) | |
| Log likelihood | -346.17 | | -336.41 | |

P-value are given in parentheses.

Appendix D : Selection rule effect

Table D1. Selection rule effect

| | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ |
|--|-----------------|-----------------|
| Endogenous selection rule | | |
| $\widehat{sel}(0, \{\emptyset\}) = 0.36; \widehat{sel}(1, \{\emptyset\}) = 0.22; \widehat{sel}(2, \{\emptyset\}) = 0.22; \widehat{sel}(3, \{\emptyset\}) = 0.21$ | 1.09 | -0.72 |
| Had hoc selection rule | | |
| (i) $sel(0, \{\emptyset\}) = sel(1, \{\emptyset\}) = sel(2, \{\emptyset\}) = sel(3, \{\emptyset\}) = 0.25$ | 1.12 | -0.79 |
| (ii) $sel(0, \{\emptyset\}) = 1; sel(1, \{\emptyset\}) = sel(2, \{\emptyset\}) = sel(3, \{\emptyset\}) = 0$ | 0.73 | -0.40 |

In each case, we tested " $\beta_1 = 0$ and $\beta_2 = 0$ " against " $\beta_1 > 0$ and $\beta_2 < 0$ " using likelihood ratio. The value of the statistic is 13.48 for the endogenous selection rule, 14.18 for the exogenous selection rule (i) and 10.80 for the exogenous selection rule (ii). In each case, we can therefore reject the null hypothesis with an error probability lower than 1%.

Appendix E : Estimated coefficients with two independent Probit models

| | | Probit 1 Elder | Probit 2 Younger |
|--|-------------------------------|-------------------|---------------------|
| (1) Structural component of the net benefit of caregiving (α) | | | |
| Constant | | -0.37(0.11) | -0.28(0.29) |
| Country | | | |
| | Germany | -0.48(0.90) | 0.28(0.33) |
| | Austria | ref. | ref. |
| | Denmark | -0.47(0.13) | -0.14(0.65) |
| | Spain | -0.24(0.40) | 0.09(0.75) |
| | France | -0.38(0.25) | 0.11(0.73) |
| | Italy | -0.56(0.08) | 0.01(0.98) |
| | Netherlands | -0.45(0.20) | -0.04(0.92) |
| | Sweden | 0.08(0.76) | 0.17(0.53) |
| Individual characteristics | | | |
| Elder age | | | |
| | -49 | 0.36(0.09) | |
| | 50-59 | ref. | |
| | 59+ | -0.57(0.02) | |
| Younger age | | | |
| | -44 | | - |
| | 45-54 | | ref. |
| | 55+ | | - |
| Marital status | | | |
| | Married with or without child | ref. | ref. |
| | With no spouse no kid | 0.96(<0.01) | 1.14(<0.01) |
| Employment status | | | |
| | Currently employed | ref. | ref. |
| | Job seeker | - | - |
| | Other | 0.63(<0.01) | - |
| Parent characteristics | | | |
| Parent gender | | | |
| | Woman | ref. | ref. |
| | Man | - | -0.58(0.01) |
| Parent age | | | |
| | 65-74 | -0.83(<0.01) | -0.50(0.01) |
| | 75-84 | ref. | ref. |
| | 85+ | 0.57(0.01) | - |
| Parent disability | | | |
| | At least 1 IADL but no ADL | ref. | ref. |
| | At least 1 ADL | - | - |
| Parent education level | | | |
| | No completed secondary school | ref. | ref. |
| | Completed secondary school | - | -0.45(0.05) |
| Parent income | | | |
| | 1st quartile (by country) | - | -0.30(0.09) |
| | 2nd quartile (by country) | ref. | ref. |
| | 3rd quartile (by country) | - | - |
| | 4th quartile (by country) | - | - |

| | Probit 1 Elder | Probit 2 Younger |
|--|-------------------|---------------------|
| P(inheritance>50000€) | | |
| <100% | ref. | ref. |
| =100% | - | - |
| Sibling characteristics | | |
| Sibling gender (elder/younger) | | |
| Daughter/daughter | ref. | ref. |
| Son/daughter | - | 0.42(0.03) |
| Son/son | - | -0.42(0.04) |
| Daughter/son | 0.43(0.02) | - |
| Age gap between children | | |
| < 4 years | ref. | ref. |
| > 4years | -0.35(0.03) | 0.39(0.02) |
| Education level | | |
| Elder is more educated | - | - |
| Similar | ref. | ref. |
| Younger is more educated | 0.48(0.09) | - |
| Sibling employment status | | |
| Currently employed | ref. | ref. |
| Job seeker | 1.05(0.02) | - |
| Other | - | - |
| (2) Interactional component of the net benefit of caregiving (β) | | |
| Constant | 0.48(<0.01) | 0.22(0.18) |

Chapitre 3

The trade-off between informal care and work in Europe

Résumé

Ce chapitre s'intéresse à l'arbitrage individuel entre offre de travail et offre d'aide informelle au sein de la population âgée de 50 à 65 ans. Nous présentons dans un premier temps le modèle microéconomique traditionnellement utilisé pour étudier au niveau individuel l'articulation entre temps de travail et temps d'aide. A partir des deux conditions du premier ordre du modèle spécifiées sous forme réduite, nous estimons de manière jointe le temps de travail et le temps d'aide. Nous spécifions pour cela un Tobit Bivarié permettant de tenir compte de la simultanéité des deux décisions d'une part et de la censure caractérisant chacune des variables d'autre part. Le modèle est estimé grâce aux données de l'enquête Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Les résultats d'estimation n'apparaissent pas cohérents avec les implications du modèle microéconomique standard, ce qui nous conduit à reformuler le modèle théorique afin de tenir compte d'un effet potentiellement positif du statut de travailleur sur la propension à aider. Cette reformulation apparaît validée par l'estimation d'un modèle à double sélection. Notre principal résultat est concordant avec certaines études qualitatives et suggère que l'effet de l'activité professionnelle sur le temps d'aide peut être décomposé en (i) un effet discret positif, traduisant l'effet positif du statut de travailleur sur la propension à aider et (ii) un effet continu négatif, traduisant le fait que chaque heure travaillée réduit le temps d'aide.

Abstract

This chapter focuses on the trade-off between work and informal care among individuals aged 50 to 65. We first outline the standard microeconomic model used to study how individuals allocate their time to labour, parental care and leisure. From the two reduced first-order conditions of the standard model, we jointly estimate the time devoted to work and care through a Bivariate Tobit model, allowing us to take into account both the simultaneity of the decisions and the censoring that characterises each variable. The model is estimated using data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE), a European multidisciplinary database of micro data on health, socio-economic status and family networks. Estimation results do not appear consistent with the standard microeconomic framework and lead us to reformulate the microeconomic model to take into account a potential positive effect of worker status on the propensity to provide care. The reformulation proposed is empirically validated by the estimation of a double-selection model. Our main finding confirms results from qualitative surveys and suggests that the effect of paid work on time devoted to care may be decomposed into (i) a discrete positive effect, that is, a positive effect of labour market participation on the propensity to provide care, and (ii) a continuous negative effect, with each hour worked reducing time devoted to parental care.

3.1 Introduction

Population ageing is considered a major challenge for Europe in the coming decades, especially because the sustainability of public pensions systems is questionable. To contain the dependency ratio, the Stockholm European Council (2001) has set a target for Member States to raise the employment rate to a European average of 67%, setting specific objectives for the senior population. According to the Stockholm European Council's conclusions, "it has agreed to set an EU target for increasing the average EU employment rate among older women and men (55-64) to 50% by 2010"¹. This target of 50% was subsequently renewed by the Community Lisbon Program (2005). At the same time, the growing proportion of elderly in the population is likely to increase the demand for long-term care. To allow the frail elderly to live in the community without excessively increasing public long-term care expenditures, most of the EU members encourage (more or less explicitly) family members to provide care for elderly people.

Considering that seniors play a major role in caring for dependent elderly people, it is appropriate to ask whether a policy aimed at extending the work lives of seniors is compatible with a policy aimed at supporting informal care for elderly people. Will informal care decrease if the senior employment rate rises, or will shifting the burden of care for elderly people to families hamper growth in senior employment?

Among women aged 50 to 65 with one living parent², a decreasing relationship appears at the national level between labour force participation and the provision of "intensive" informal care³ (defined as those who devote more than one hour per day to parental care or who co-reside with their parent). On one hand, the Northern European countries and Switzerland show a high employment rate and a low proportion of intensive caregivers. On the other, the countries of Southeast and Eastern Europe are characterised by a low employment rate and a high proportion of intensive caregivers. Continental European countries lie somewhere in between. Figure 1 highlights a similar negative correlation at the individual level : female labour force participation decreases according to the intensity of care provided for a non-co-residing elderly parent. However, it appears

¹In 2001, the European employment rate of this population was 37.7% (Eurostat).

²We focus in this chapter on caregiving provided by children to their parent living without a spouse. Children's caregiving behaviour greatly depends on the presence or absence of a spouse caregiver (see Chapter 1).

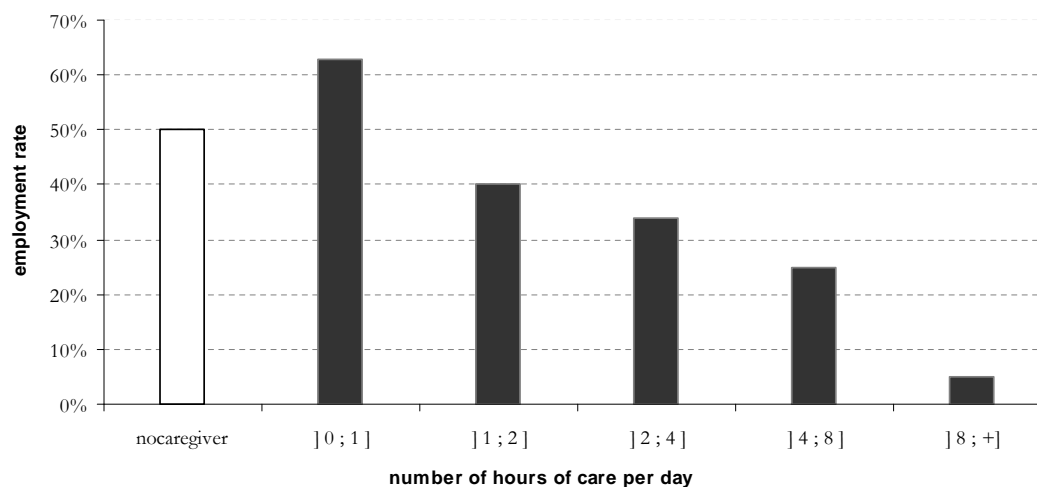
³See Figure 6 of Section 1.5.1 (Chapter 1).

that women who provide less than an hour per day of care are more frequently employed than women who are not caregivers. This result suggests that the relationship between work and care is not only based on a pure substitution effect between the two activities.

The aim of this chapter is to highlight the individual interaction process between working and caregiving behaviour among the senior population. We first present the standard model of individual time allocation to paid work, leisure and parental care. The model produces testable implications. In particular, working time and caregiving time appear as two competing activities : every exogenous shock positively affecting one activity leads to a reduction of time devoted to the other activity. To test the implications of this model, we estimate a Bivariate Tobit model, which allows us to take into account the simultaneity of the care and work decisions and the censor that characterises each variable. Estimation results do not appear consistent with the standard microeconomic framework and lead us to reformulate it to take into account a potential positive effect of worker status on the propensity to provide parental care. The estimation of a double-selection model provides results consistent with the reformulated microeconomic model. Indeed, our main finding suggests that the effect of paid work on time devoted to care may be decomposed into a discrete positive effect, that is, a positive effect of labour market participation on the propensity to provide care, and a continuously negative effect, with each hour worked reducing time devoted to parental care.

The rest of this article is organised as follows. Section 3.2 reviews the previous literature. Section 3.3 outlines the data used in the analysis. Section 3.4 presents a simple microeconomic model of the trade-off between labour and care. Section 3.5 empirically tests the implications of the model. Section 3.6 outlines a reformulation of the standard microeconomic framework. Section 3.7 provides an empirical validation of this new microeconomic framework. Finally, Section 3.8 concludes.

Figure 1. Employment rate of women according to the intensity of care



Population : Women aged 50 to 65 and having only one living parent (women co-residing with an elderly parent are excluded because of lack of information on their caregiving behaviour)

Source : SHARE, wave 2 (2006-2007)

3.2 Previous literature

Since the mid-1980s, several empirical studies have analysed the relationship between labour and caregiving behaviour.

The literature is very heterogeneous with regards to the studied populations and the measure of outcomes related to labour supply and care provision. Most studies investigate the interaction between care provision and labour supply on particular samples and restrict the analysis to informal caregivers (Muurinen, 1986; Stone *et al.*, 1987; Stone and Short, 1990; Boaz and Muller, 1992), married daughters (Wolf and Soldo, 1994), daughters (Ettner, 1995; Pezzin and Schone, 1999; Kolodinsky and Shirey, 2000; Crespo, 2006), women (Mac Lanahan and Manson, 1990; Pavalko and Artis, 1997; Carmichael and Charles, 1998; Spiess and Schneider, 2002; Berecki-Gisolf *et al.*, 2008; Casado-Marin *et al.*, 2007), and children (Börsch-Supan *et al.*, 1992; Stern, 1995; Ettner 1996; Johnson and Lo Sasso, 2000, Bolin *et al.*, 2008). Other studies only restrict the samples according to age criteria to select a population of working-age individuals (Carmichael and Charles, 2003a; Carmichael and Charles, 2003b; Heitmueller, 2007; Huetmueller and Inglis, 2007, Carmichael and

Charles, 2010). Note also that the care receiver differs among the studies. Some studies only consider the care provided to parents, whereas others restrict their studies to single parents or extend the potential care-receiver sample to step-parents, parents-in-law, spouses, children or non-members of the family.

With regards to the outcome measure, several studies consider binary outcomes (e.g., provide care or not, participate in the labour market or not) while others use ordinal outcomes (e.g., do not provide care/provide non-intensive care/provide intensive care, do not participate in the labour market/work part-time/work full-time), non-ordinal outcomes (e.g., do not provide care/provide care outside the household/provide care to a co-resident) or censored outcomes (the time devoted to care or time spent working).

However, with regards to our study, the two main divisions in the literature concern the empirically investigated causality direction and the method for addressing endogeneity issues. Existing literature generally focuses on one pathway of causation⁴.

* *Causality direction : from care provision to labour supply*

A large majority of studies focus on the effects of care provision on the labour supply. From this point of view, the care provision is viewed as a determinant of the labour supply.

Using a US sample of primary caregivers of terminally ill patients in a hospice setting, Muurinen (1986) find that the care provision leads to either withdrawal from the labour market or reduced hours of work.

Stone *et al.* (1987) and Stone and Short (1990) use the US Informal Caregivers Survey (ICS) (a supplement to the 1982 National Long Term Care Survey, NLTC) and find that care activity leads to work accommodations, such as rearrangements of work schedules, reductions in work hours, or taking unpaid leave. These three studies, however, used samples containing only caregivers. This restriction does not allow for generalising the results to the overall population. However, results obtained with more representative samples lead to similar conclusions.

⁴Pezzin and Schone (1999) and Borsch-Supan et al. (1992) estimate structural models that allow for identification of how the two endogenous outcomes related to work and care react to changes in exogenous variables. These models do not allow for direct identification of the causality between the two variables. However, in both cases, the estimation of the structural parameters suggests that the trade-off between the labour supply and parental caregiving decisions is relatively modest.

Using data from the 1987-1988 National Survey of Families and Households (NFSFH), MacLanahan and Manson (1990) find that care provision significantly reduces the probability of working and the conditional hours worked per week.

Using the Panel Study of Income Dynamics (PSID), Kolodinsky and Shirey (2000) study the effects of co-residence with an elder parent on the labour supply. They find that the presence and characteristics of the parents negatively impact labour market participation and the time spent working.

In Europe, the first empirical studies have been conducted in the UK. Using a sample of women aged 21 to 59 from the 1985 General Household Survey (GHS), Carmichael and Charles (1998) show that the impact of the care provision on the labour supply depends on the intensity of care. They find that providing less than 20 hours per week of care increases the probability of employment, whereas providing more than 20 hours per week of care decreases labour market participation.

Using the 1990 General Household Survey, the same authors find that the negative effect of caregiving beyond a certain threshold is lower for men than for women and that the negative effect on employment is greater for those caring for someone living in the same household (Carmichael and Charles, 2003a; Carmichael and Charles, 2003b).

The main limitation of these empirical studies is the exogeneity assumption of the caregiving behaviour. This assumption is very questionable. Indeed, labour behaviour may act as a determinant of care provision. For instance, not working can favour informal care provision because non-workers generally face lower opportunity costs than workers. This reverse causality may then bias the estimation of the effect of care provision on the labour supply.

To take into account the potential simultaneity of decisions regarding employment and care, most studies use an instrumental variable approach. The model generally includes two equations : a reduced instrumental equation of the care provision and a structural equation of the labour supply (including the instrumented care provision as a regressor). The model is then estimated either in two steps or simultaneously by maximum likelihood.

Using data from the NSFH, Wolf and Soldo (1994) estimate a two-step model. In the first step, they simultaneously estimate a reduced form of the probability of providing parental care and of

being employed. In the second step, they estimate the effect of being a caregiver on the hours of work (conditional on labour market participation). They use a double-selection framework by adding as regressors two correction terms computed from the first step. The first term must be viewed as a standard selection term that allows for corrections to the selection of the workers, whereas the second term must be viewed as an augmented regressor that allows for control of the correlation between the care provision and the residual of the work hours equation. Wolf and Soldo find that the provision of parental care among married daughters does not significantly reduce their propensity to be employed or their conditional hours of work.

Ettner (1995, 1996) adopts a similar empirical strategy but uses a two-part model instead of a selection model. Results from the 1986-1988 panels of the Survey of Income and Program Participation (SIPP), suggest that co-residence with a disabled parent significantly reduces hours worked among females aged 35 to 64, primarily because of withdrawal from the labour market. However, she finds no significant reduction of work hours due to non-household-member caregiving (Ettner, 1995). Using the same data as Wolf and Soldo (1994), Ettner (1996) shows that the magnitude of the caregiving impact on the labour supply is larger for women than for men and for co-residential than for non-co-residential care. However, the effect is significant only for women providing care to parents residing outside the household.

Using US panel data from the Health and Retirement Study (HRS), Johnson and Lo Sasso (2000) simultaneously estimate a structural equation of annual hours of paid work (taking into account the censoring of the variable) and a reduced equation of care provision. Restricting the sample to men and women aged 53 to 65 and having at least one living parent, they identify a significant negative effect of providing care to parents on the labour supply for both women and men.

Crespo (2006) estimates a bivariate probit model on a sample of women aged 50 to 60 with at least one living parent from the first wave of the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Results suggest that providing "intensive" informal care to parents negatively impacts labour market participation.

Using data from the British Household Panel Study, Heitmueller (2007) adopts a standard IV approach and finds that providing care to a co-resident reduces the propensity to work, whereas

no significant effect is found for extra-household care provision.

Bolin *et al.* (2008) adopts the same empirical strategy, using data from the first wave of SHARE. Results suggest that the care provision negatively impacts participation in the labour market and the hours of work among workers.

Casado-Marin *et al.* (2008) exploit data from the European Community Household Panel (1994-2001). They use treatment evaluation techniques (matching method and difference-in-differences method) to estimate the effects of caregiving on labour market participation for women aged 30 to 60. Results suggest that among women who were working before becoming a caregiver, there is no significant reduction in the probability of being employed. However, for those who were not working prior to becoming a caregiver, there is a significant decrease in the chances of entering employment.

To summarise, a large majority of studies provide evidence of a significant negative effect of caregiving on the labour supply, while others generally identify a negative but non-significant effect. Taking into account the endogeneity of the care provision does not change this main result. However, all of the previously mentioned studies using an IV approach show that not accommodating for endogeneity of the care provision in the labour outcome equation overestimates the real impact of an exogenous variation of caregiving (see Wolf and Soldo, 1994; Ettner, 1995; Ettner, 1996; Jonhson et Lo Sasso, 2000; Crespo, 2006; Heitmueller, 2007; Bolin *et al.*, 2007). Specifically, all of these studies provide evidence of a positive correlation between the care variable and the residual of the labour outcome equation. This positive correlation, interpreted in terms of simultaneity bias, tends to suggest a positive reverse causality, that is, a positive effect of the labour supply on the propensity to provide care. As noted, for instance, by Ettner (1995) and Heitmueller (2007), this empirical result appears inconsistent with the standard conceptual framework that suggests the existence of a negative reverse causality and thus a decline, in absolute terms, of the impact of the care variable when endogeneity is controlled for.

**Causality direction : from labour supply to care provision*

To the best of our knowledge, very few studies aim to identify how an exogenous shock to the labour supply impacts the provision of care.

Using personal interview data of 460 persons with non-co-residential parents, Spitze and Logan (1991) examine the impact of work hours on several parent care outcomes (frequency of interactions, patterns of help and attitudes toward the relationship). They use OLS estimation and do not find a significant effect of employment on caregiving or interactions with the parent.

Börsch-Supan *et al.* (1992), who use data from Massachusetts (1986 HRCA Elderly Survey and 1986 HRC-NBER Child Survey), estimate a Tobit model and identify a significant positive effect of employment (treated as exogenous) on time spent with parents⁵.

Stern (1995) adopts an IV approach with panel data using two waves (1982 and 1984) of the NLTC Survey. The author estimates in the second year how the children's probability of being the primary caregiver is affected by their work status. By restricting the sample to parents receiving no care in the first year, he uses as an instrument of the labour force status of each child for the second year the labour force status of the first year. After controlling for endogeneity, results suggest that work status does not significantly affect the care provision.

Carmichael and Charles (2010) use a similar approach from 15 waves (1991-2005) of the British Household Panel Survey (BHPS). They find no significant effect of working less than 20 hours per week and a negative effect of working more than 20 hours per week (in t) on the probability of becoming a caregiver (in $t+1$). Moreover, among those employed, they do not find a significant effect of working time (in t) on the probability of becoming a caregiver (in $t+1$).

To summarise, this pathway of causation appears less clear than the opposite one. Only Carmichael and Charles (2010) find a negative effect of the labour supply on the care provision (and only for those who work more than 20 hours per week). Others studies find a non-significant or positive effect.

* *When both causality directions are simultaneously investigated*

Finally, Boaz and Muller (1992), Pavalko and Artis (1997), Spiess and Schneider (2002) and Berecki-Gisolf (2008) jointly estimate the two opposite pathways of causation. Boaz and Muller (1992) use a sample from the National Informal Caregivers Survey (NICS), which only includes

⁵This positive effect appears consistent with the positive correlation between the care provision (as regressor) and the residual of the labour supply outcome.

active caregivers. They use two-step estimation. To obtain predicted values uncorrelated with the model's error terms, they first regress the weekly hours of unpaid help and the work status, measured with an ordinal variable with three modalities (no work, part-time work, full-time work), on all the exogenous variables of the model. These predicted values are used to replace the endogenous RHS variables in the second-stage equations, which are the structural equations of the model. Results (conditional on being a caregiver) suggest that time devoted to care significantly reduces the probability of working full-time but not the probability of working part-time. Correspondingly, working full-time significantly reduces the care provision, whereas working part-time does not affect time devoted to care.

Pavalko and Artis (1997) use panel data from the National Longitudinal Survey of Mature Women and find that women aged 50 to 64 who begin providing care significantly reduce hours of paid employment. However, work status does not significantly impact the propensity to begin providing care. Berecki-Gisolf *et al.* (2008) and Spiess and Schneider (2002) obtain similar results from the Australian Longitudinal Study on Women's Health (ALSWH) and the European Community Household Panel (SCHP). However, Spiess and Schneider (2002) find that being employed reduces the probability of providing care more for than 14 hours per week.

Overall, these studies confirm the main message of the literature : an exogenous increase of care provision negatively, and generally significantly, affects the labour supply, whereas an exogenous variation of the labour supply has an unclear, but often not significant, effect on the care provision.

3.3 Data

For our analysis, we use the second wave (2006-2007) of the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). SHARE follows the design of the US Health and Retirement Study (HRS) and the English Longitudinal Study of Ageing (ELSA). It is a multidisciplinary database of micro data on health, socio-economic status and social and family networks of more than 30,000 individuals aged 50 or over.

For the purpose of this study, we restricted the sample to people aged 50 to 65, not only because the probability of working is close to zero after age 65, but also because the proportion of people

over 65 having at least one living parent is very low (see Figure 5 of Section 1.5, Chapter 1).

We focus the analysis on care provided for an elderly parent. Alternatively, we could have focused on care provided by individuals to their dependent spouses, but adverse effects on labour behaviour are less expected, given that such care generally concerns elder caregivers who are already retired. As previously mentioned, we also restricted the sample to respondents having a single living parent⁶. Moreover, because of a lack of information on intra-household caregiving, we had to exclude children living with an elderly parent. Our empirical analysis is therefore partially truncated because co-residence is a potential mode of support from adult children to their disabled elderly parents. The reader should keep in mind that our estimation results are conditional on having chosen to live apart from the parent. The final sample includes 4,234 observations.

To study the interactions between care and paid work, we use two variables : the number of hours worked per week (W) and the number of hours devoted to parental care per week (IC). Time devoted to care combines three activities, namely personal care, practical household help and help with paperwork. One can assume that the interaction between care and labour supply differs according to the type of care. For instance, it may be easier to combine help with paperwork and work because this type of care can be provided remotely. On the other hand, personal care can require time spent with the care receiver and can be emotionally more binding. However, the data do not allow for distinguishing between time devoted to each type of care. We thus consider overall caregiving time without distinguishing the type of care. Note also that our definition of caregiving does not take into account moral support provided by the child to his/her elderly parent. Concerning working time, we adopt a broad definition. We use here the information on the number of hours a week the child usually works, regardless of his/her basic contracted hours. Alternatively, it may be possible to use information on contracted hours ; however, in this case, we should exclude from the analysis the self-employed (for whom the information on contracted hours is not available). Our choice may potentially affect the results because extra-contracted working hours are probably more related to caregiving behaviour than contracted hours.

Conditional on our definitions of caregiving and working time, 49% of the individuals in the sample are employed, and 29% provide care for an elderly parent (Table 1). Moreover, a Chi-square

⁶See Chapter 1 for a comparison with children's caregiving behaviour in the presence of a spouse.

test leads to reject the independence hypothesis at the 1% level. As mentioned in Chapter 1, a bivariate analysis suggests a positive association between the two activities.

Table 1. Worker and caregiver distributions

| | | Caregiver | | |
|--------|---|--------------|--------------|--------------|
| | | 0 | 1 | |
| Worker | 0 | 1573 (37.1%) | 579 (13.7%) | 2152 (50.8%) |
| | 1 | 1422 (33.6%) | 660 (15.6%) | 2082 (49.2%) |
| | | 2995 (70.7%) | 1239 (29.3%) | 4234 (100%) |

The optimal time allocation is assumed to depend on three groups of variables. The first corresponds to individual socio-demographic characteristics, including age, education level, marital status, number of children, health status and non-labour income. We do not use wages as an explanatory variable even if the information is available for workers. As emphasised by Ettner (1995), the imputation of wage rates for non-workers involves identification issues because the variables that influence the potential wage rate are likely to directly impact the choice of work hours. Following Ettner (1995) and Dimova & Wolff (2010), we therefore include determinants of the wage rate (such as age or education level) in the working time equation rather than the wage itself.

The second group of variables corresponds to the parent's characteristics. In our estimations, we control not only for the parent's gender, age and health status but also for the geographical proximity between the child and the parent. To measure the parental health status, we only have a variable indicating how the child evaluates the general health status of his/her parent. In particular, no information is available on the parent's incapacity level, although it may be partially captured by the parent's age variable. Moreover, we do not know if the parent lives in the community or in a nursing home or if he or she receives formal care. This lack of information may lead to a negative coefficient correlation between the residuals of the two equations, for instance, if availability of professional care (in an institution or in the community) encourages the child to increase his/her working time (to finance the professional care) and reduces the caregiving time.

Finally, the third group of explanatory variables corresponds to the siblings' characteristics. Our estimations include as explanatory variables the number of brothers, the number of sisters

and the birth rank of the respondent. We distinguish between the number of siblings according to their gender to take into account that daughters are more likely to provide care than sons.

Table 2 reports the distribution of each variable used among sub-samples (according to the working and caregiving behaviours) and for the overall sample.

Table 2. Distribution of the variables used

| | | | | | in % |
|---|------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | | $W>0$ | $W>0$ | $W=0$ | $W=0$ |
| | | $IC>0$ | $IC=0$ | $IC>0$ | $IC=0$ |
| n | | 660 | 1422 | 579 | 1573 |
| | | | | | |
| Working time per week (in hr, average) | | 36.9 | 38.5 | . | . |
| Caregiving time per week (in hr, average) | | 3.8 | . | 8.8 | . |
| | | | | | |
| Country dummies | | | | | |
| | Austria | 2.4 | 2.4 | 3.5 | 4.6 |
| | Germany | 8.6 | 7.7 | 8.8 | 6.7 |
| | Sweden | 10.2 | 12.2 | 9.0 | 5.2 |
| | Netherlands | 12.1 | 9.4 | 10.5 | 6.7 |
| | Spain | 1.1 | 5.3 | 2.6 | 6.0 |
| | Italy | 3.9 | 6.1 | 11.7 | 11.0 |
| | France | 8.9 | 11.2 | 11.1 | 11.4 |
| | Denmark | 15.5 | 9.4 | 7.6 | 5.1 |
| | Greece | 4.1 | 11.9 | 6.7 | 11.1 |
| | Switzerland | 2.1 | 2.3 | 1.2 | 1.5 |
| | Belgium | 11.8 | 9.1 | 13.6 | 10.7 |
| | Czech Republic | 6.2 | 8.7 | 9.5 | 7.7 |
| | Poland | 3.0 | 4.4 | 4.2 | 12.4 |
| | | | | | |
| Individual characteristics | | | | | |
| | | | | | |
| Gender | | | | | |
| | Man | 47.6 | 57.6 | 29.0 | 40.4 |
| | Woman | 52.4 | 42.4 | 71.0 | 59.6 |
| Age (average) | | 53.7 | 53.7 | 57.2 | 56.9 |
| Education level | | | | | |
| | Pre-primary or primary educ. | 7.3 | 11.1 | 18.3 | 27.1 |
| | Lower secondary educ. | 14.4 | 16.0 | 23.0 | 19.8 |
| | Upper secondary educ. | 35.8 | 36.4 | 33.2 | 37.1 |
| | Post secondary educ. | 42.6 | 36.4 | 25.6 | 16.1 |
| Health status | | | | | |
| | "Poor" | <1 | 2 | 6 | 11 |
| | "Fair" | 13 | 12 | 21 | 25 |
| | "Good" | 39 | 43 | 43 | 39 |
| | "Very good" | 31 | 27 | 20 | 17 |
| | "Excellent" | 17 | 15 | 11 | 8 |
| Marital status | | | | | |
| | Not married | 23.9 | 21.9 | 21.9 | 19.4 |
| | Married | 76.1 | 78.1 | 78.1 | 80.6 |
| Number of children | | | | | |
| | 0 | 8.8 | 6.7 | 7.2 | 6.4 |
| | 1 | 14.2 | 16.6 | 18.5 | 15.8 |
| | 2 | 77.0 | 76.7 | 74.3 | 77.8 |
| Monthly non labour income (average) | | 665.4 | 318.9 | 639.8 | 589.7 |
| | | | | | |
| Siblings characteristics | | | | | |
| Number of brothers | | | | | |
| | 0 | 33.8 | 32.2 | 39.4 | 28.7 |
| | 1 | 38.0 | 36.2 | 37.6 | 37.4 |
| | 2 or more | 28.2 | 31.6 | 23.0 | 33.9 |

(continued...)

Table 2. (Continued)

| | | | | | in % | |
|--|--|---------------------------------|------------------------------|------------------------------|---------------------------|------|
| | | <i>W>0</i> <i>IC>0</i> | <i>W>0</i> <i>IC=0</i> | <i>W=0</i> <i>IC>0</i> | <i>W=0</i> <i>IC=0</i> | all |
| Number of sisters | | | | | | |
| 0 | | 40.1 | 33.4 | 38.3 | 29.7 | 34.7 |
| 1 | | 34.6 | 35.2 | 34.7 | 34.7 | 34.9 |
| 2 or more | | 25.3 | 31.4 | 26.9 | 35.6 | 31.4 |
| Eldest child | | | | | | |
| No | | 61.1 | 62.7 | 60.4 | 57.8 | 60.3 |
| Yes | | 38.9 | 37.3 | 39.6 | 42.2 | 39.7 |
| Parent characteristics | | | | | | |
| Gender | | | | | | |
| Woman | | 88.0 | 84.3 | 88.6 | 86.6 | 86.3 |
| Man | | 12.0 | 15.7 | 11.4 | 13.4 | 13.7 |
| Age (average) | | 84.2 | 83.1 | 86.4 | 85.3 | 84.6 |
| Health status | | | | | | |
| "Poor" | | 22.1 | 16.0 | 28.0 | 24.5 | 21.7 |
| "Fair" | | 36.1 | 32.7 | 39.0 | 35.4 | 35.1 |
| "Good" | | 30.3 | 34.9 | 22.1 | 27.1 | 29.5 |
| "Very good" | | 6.8 | 11.3 | 6.9 | 8.8 | 9.1 |
| "Excellent" | | 4.7 | 5.2 | 4.0 | 4.3 | 4.6 |
| Geographical proximity | | | | | | |
| Same building | | 4.2 | 3.4 | 6.9 | 4.4 | 4.4 |
| Less than 1km away | | 19.1 | 11.0 | 22.7 | 19.9 | 14.9 |
| Between 1 and 5 km away | | 25.3 | 18.4 | 25.0 | 19.6 | 20.9 |
| Between 5 and 25 km away | | 23.5 | 23.7 | 24.4 | 23.8 | 28.8 |
| Between 25 and 100 km away | | 15.6 | 17.7 | 11.7 | 15.8 | 15.9 |
| Between 100 and 500 km away | | 10.0 | 15.2 | 7.3 | 13.2 | 12.5 |
| More than 500 km away | | 1.4 | 3.9 | 1.2 | 4.3 | 3.3 |
| More than 500 km away in another country | | 0.9 | 6.7 | 0.9 | 5.0 | 4.4 |

3.4 Standard Microeconomic model

To study the individual time allocation between care and paid work, the literature usually refers to a microeconomic model that was formalised by Johnson and La Sasso (2000). In this model, a child (for instance, a daughter) decides to allocate her time to paid work W , informal care IC and leisure L . We assume the daughter is characterised by the following utility function :

$$U = u(C, L, IC) + \beta.v(IC, IC_0, H) \quad (3.1)$$

The utility function depends on the private consumption of a composite commodity C , leisure time L and caregiving time IC . The daughter is assumed to be altruistic : her well-being depends on her parent's (for instance, the mother) well-being, v . We assume that the mother's utility function depends on care provided by her daughter, IC , on care provided by others sources, IC_0 , and on parental health status, H . Care provided by others sources and parental health status are supposed to be exogenous⁷. Following Byrne *et al.* (2009), we consider that time devoted to parental care, IC , affects the daughter's well-being both directly (burden effect) and indirectly through its effect on the parent's well-being.

The amount of care provided by the daughter, IC , is chosen by the altruistic daughter and the mother adopts a passive behaviour. The daughter maximises her utility function subject to the two following constraints :

$$C \leq wW + R \quad (3.2)$$

$$W + IC + L \leq 1 \quad (3.3)$$

where w is the daughter's wage rate, and R is the daughter's exogenous non-labour income. For convenience, the price of the composite commodity has been normalised to one. Constraint (3.2) states that consumption cannot exceed the financial resources of the daughter. The constraint (3.3) ensures that time allocated to work, parental care and leisure cannot exceed the total amount of time, which is normalised to one.

⁷We want to focus the analysis on the interactions between working time and caregiving time. We then assume IC_0 and H to be exogenous to simplify the analysis. A more realistic model should at least take into account the effect of time devoted to care on the other family members' caregiving decisions, the use of formal care and potential health status of the parent.

We assume that the well-being of the daughter and mother are increasing in each argument ($u_C > 0$, $u_L > 0$, $U_V = \beta > 0$, $v_{IC} > 0$, $v_{IC_0} > 0$ and $v_H > 0$). The exception is the caregiving time, which directly affects U negatively ($u_{IC} < 0$). We also assume that u and v are continuous, twice differentiable and quasi-concave; this implies that $u_{CC} < 0$, $u_{LL} < 0$, $u_{ICIC} < 0$, $v_{ICIC} < 0$, $v_{IC_0IC_0} < 0$ and $v_{HH} < 0$. Following Johnson and La Sasso (2000) and Byrne *et al.* (2009), we finally assume that $u_{CL} = 0$, $u_{CIC} = 0$ and $u_{LIC} = 0$ ⁸.

Hence, for individuals characterised by an interior solution, the first-order conditions that give the optimal time allocation are :

$$\frac{u_L}{u_C} = w \quad (3.4)$$

$$u_{IC} + \beta.v_{IC} = u_L \quad (3.5)$$

The equilibrium condition (3.4) is identical to the standard labour supply model in which workers allocate their time only between work and leisure. Under this condition, workers increase their working time as long as the value of an additional hour of work ($w.u_C$) is higher than the marginal utility of leisure (u_L). By adopting a partial equilibrium perspective, we can specify from this condition a function that associates the optimal working time for each possible exogenous caregiving time. Through this function, the impact of an exogenous positive variation of IC on W^{opt} is given by :

$$\frac{\partial W^{opt}}{\partial IC} = -\frac{u_{LL}}{u_{LL} + w^2.u_{CC}} < 0 \quad (3.6)$$

Given the assumptions made, this expression is strictly negative : the optimal working time depends negatively on caregiving time.

According to the equilibrium condition (3.5), a daughter allocates her time such that her marginal utility of caregiving is equal to her marginal utility of leisure. As previously mentioned, we can specify from this condition a function that associates for each possible exogenous paid working time the optimal time devoted to parental care. Through this function, the impact of an

⁸In fact, $u_{CL} \geq 0$, $u_{CIC} \leq 0$ and $u_{LIC} \geq 0$ are sufficient conditions to obtain a negative relationship between working time and caregiving time.

exogenous positive variation of W on IC^{opt} is given by :

$$\frac{\partial IC^{opt}}{\partial W} = -\frac{u_{LL}}{u_{LL} + u_{ICIC} + \beta \cdot v_{ICIC}} < 0 \quad (3.7)$$

The sign of this expression is also strictly negative : the optimal caregiving time depends negatively on working time. Then, the model predicts a strictly negative relationship between the two activities : all exogenous shocks that increase the time devoted to one activity lead to a reduction in time devoted to the other.

To investigate the effects of some different exogenous variables on the optimal time allocation, the first-order conditions and binding constraints are completely differentiated. Some comparative statistics from the model are presented in equations (3.8a)-(3.8f) below (for individuals characterised by an interior solution) :

$$\frac{dW^{opt}}{dR} = \frac{1}{D} \cdot w \cdot u_{CC} \cdot (u_{ICIC} + \beta \cdot v_{ICIC} + u_{LL}) < 0 \quad (3.8a)$$

$$\frac{dIC^{opt}}{dR} = -\frac{1}{D} \cdot w \cdot u_{CC} \cdot u_{LL} > 0 \quad (3.8b)$$

$$\frac{dW^{opt}}{dIC_0} = -\frac{1}{D} \cdot \beta \cdot v_{ICIC_0} \cdot u_{LL} > 0 \quad (3.8c)$$

$$\frac{dIC^{opt}}{dIC_0} = \frac{1}{D} \cdot \beta \cdot v_{ICIC_0} \cdot (w^2 \cdot u_{CC} + u_{LL}) < 0 \quad (3.8d)$$

$$\frac{dW^{opt}}{dH} = -\frac{1}{D} \cdot \beta \cdot v_{ICH} \cdot u_{LL} > 0 \quad (3.8e)$$

$$\frac{dIC^{opt}}{dH} = \frac{1}{D} \cdot \beta \cdot v_{ICH} \cdot (w^2 \cdot u_{CC} + u_{LL}) < 0 \quad (3.8f)$$

where $D = -u_{LL} \cdot (u_{ICIC} + \beta \cdot v_{ICIC}) - w^2 \cdot u_{CC} (u_{ICIC} + \beta \cdot v_{ICIC} + u_{LL}) < 0$

and v_{ICIC_0} , v_{ICH} are assumed to be negative⁹.

According to the equations (3.8a)-(3.8b), a positive shock to non-labour income decreases hours of paid work because the consumption increase reduces the marginal utility of consumption, which in turn reduces the value of an additional hour of work. By reducing time spent working, a positive shock to non-labour income indirectly increases time devoted to parental care¹⁰. Equations (3.8c)-

⁹We assume here that the care provided by a family member and care provided by a professional are (imperfect) substitutes.

¹⁰Note that in the microeconomic formalisation, we only model the positive indirect effect, through working time, of non-labour income. Our estimation results show that there is additionally a positive direct effect of non-labour income on caregiving time.

(3.8f) indicate that when alternative sources of caregiving are available to the parent (such as care provided by other relatives or formal caregivers) or when the parent's health improves, individuals devote less time to care and more time to paid work.

3.5 Empirical refutation of the standard Microeconomic model

Previous empirical literature only partially validates this microeconomic framework. Indeed, the empirical literature mainly focuses on one causality direction, the one going from caregiving behaviour to working behaviour. In most studies, this causality actually appears negative and significant. On the other hand, the reverse causality (that is, the one going from working behaviour to caregiving behaviour), is much less investigated, and results obtained appear somewhat contradictory to the implication of the microeconomic model : a large majority of studies provide results suggesting that the labour supply does not affect care provision. Note also that all studies that estimate the effects of care provision on the labour supply using an IV approach find a positive correlation between the care variable and the residual of the labour outcome equation. Contrary to the theoretical framework, this might suggest that factors that positively affect the labour supply induce an increase in the provision of care. In this section, we propose an empirical strategy that allows for simultaneous estimation of both reciprocal causalities.

3.5.1 Empirical strategy

From the two first-order conditions of the previous microeconomic model, we specify a reduced simultaneous equations model, taking into account that working and caregiving time are mutually dependent and are left-censored at 0. Indeed, some individuals may prefer not to work if they are characterised by a reservation wage that exceeds the real wage, and some others may prefer not to provide care if the first hour devoted to parental care does not offset the utility lost from reducing

leisure time. We estimate the following Bivariate Tobit model¹¹ (Amemiya, 1974) :

$$\begin{aligned}
 \text{model } A \quad W_i^{opt} = \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.9) \\
 \text{with} \quad \begin{cases} W_i^* = x_{Wi} \cdot \beta_W + \alpha_W \cdot IC_i^{opt} + u_{Wi} \\ IC_i^* = x_{ICi} \cdot \beta_{IC} + \alpha_{IC} \cdot W_i^{opt} + u_{ICi} \end{cases}
 \end{aligned}$$

where x_{Wi} (resp. x_{ICi}) and u_{Wi} (resp. u_{ICi}) capture the observable and unobservable exogenous explanatory variables of time devoted to paid work (resp. parental care).

Considered independently, each equation refers to a partial equilibrium. The first equation ($W_i^* = x_{Wi} \cdot \beta_W + \alpha_W \cdot IC_i^{opt} + u_{Wi}$) results from the first-order condition (3.4), which determines the optimal working time conditional on caregiving time (light curve in Figure 2). The second equation ($IC_i^* = x_{ICi} \cdot \beta_{IC} + \alpha_{IC} \cdot W_i^{opt} + u_{ICi}$) results from the first-order condition (3.5), which determines the optimal caregiving time conditional on working time (dark curve in Figure 2). With respect to the previous microeconomic framework, we expect α_W and α_{IC} to be both negative.

Considered simultaneously, both equations specify the optimal time allocation (W_i^{opt}, IC_i^{opt}) in that they define a situation in which the individual has no incentive to deviate. In such a situation, the working time is optimal, given caregiving time, while caregiving time is optimal, given working time.

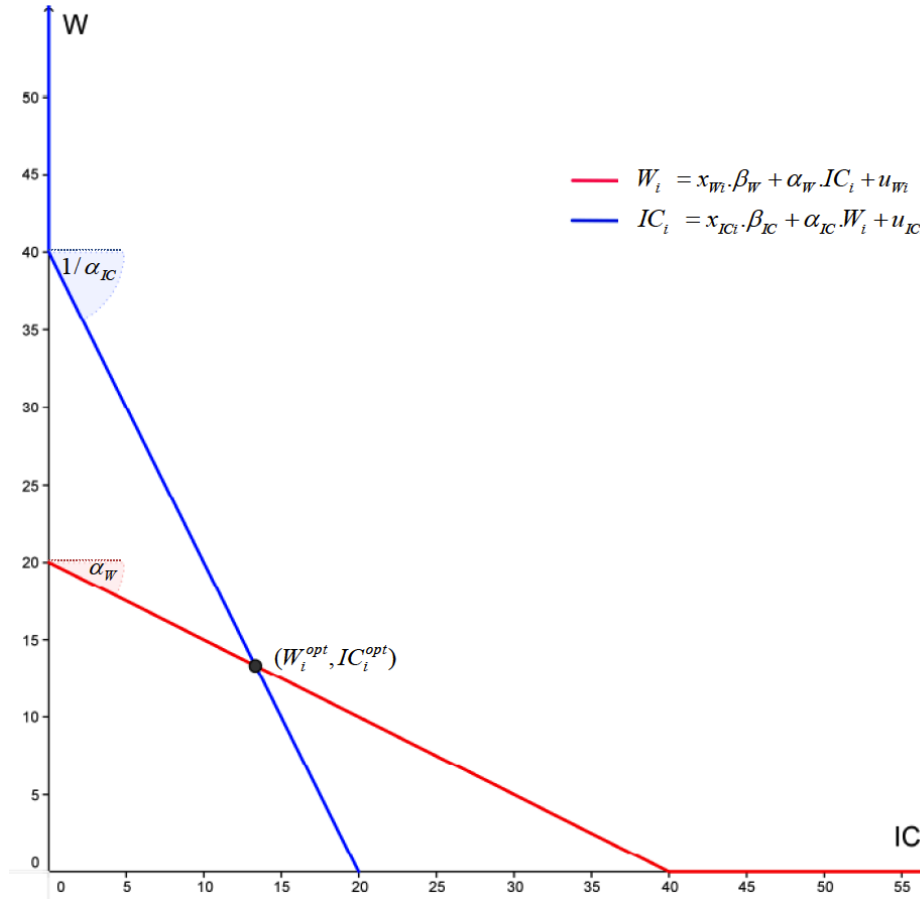
Model A is similar to the model proposed by Amemiya (1974) because we assume that each dependent variable is a function of the other observed dependent variable. It thus differs from the model proposed by Nelson and Olson (1978), wherein each dependent variable is a function of the other latent dependent variable¹². The choice of one or the other specification is not neutral. It depends on whether the theoretical economic model itself is simultaneous in the latent or observed dependent variables (Blundell and Smith, 1994). In the model proposed by Amemiya (1974), the

¹¹A utility function leading to the reduced specification (3.9) is, for example : $U_i(C_i, L_i, IC_i) = (C_i + Z_{Ci})^\gamma \cdot (L_i + Z_{Li})^\eta \cdot (IC_i + Z_{ICi})^\zeta$ where γ , η and ζ are constant parameters and Z_{Ci} , Z_{Li} and Z_{ICi} are linear functions of individual and family characteristics ; $Z_{Ci} = \Omega_C + \sum \delta_{Ck} \cdot x_{Cki} + \nu_{Ci}$, $Z_{Li} = \Omega_L + \sum \delta_{Lk} \cdot x_{Lki} + \nu_{Li}$ and $Z_{ICi} = \Omega_{IC} + \sum \delta_{ICk} \cdot x_{ICki} + \nu_{ICi}$. The coefficients Ω_C , Ω_L , Ω_{IC} , δ_{Ck} , δ_{Lk} and δ_{ICk} represent constant parameters, while x_{Cki} , x_{Lki} , x_{ICki} , ν_{Ci} , ν_{Li} and ν_{ICi} represent observed and unobserved (by the econometrician) individual and family characteristics.

¹²In Subsection 3.5.3, we present estimation results from the Nelson and Olson specification. The main conclusions are similar.

censoring mechanism acts as a constraint on the agent's behaviour, whereas in the model proposed by Nelson and Olson (1978), the censoring mechanism acts as a constraint on the information available to the econometrician (but not on the agent's behaviour itself). By choosing *Model A*, we assume, according to the previous theoretical model, that the censoring mechanism affects the agent's decision-making process. In others words, we consider, for example, that two non-workers, one characterised by a reservation wage slightly higher than the real wage and the other characterised by a reservation wage much higher than the real wage, will provide, *ceteris paribus*, the same amount of informal care.

Figure 2. Illustration of the optimal time allocation when $(1 - \alpha_W \cdot \alpha_{IC} > 0)$



Unlike the model proposed by Nelson and Olson (1978), *model A* may nevertheless present a risk of incompleteness in the sense that, for a given vector of exogenous variables (both observed and unobserved), it does not always predict a unique time allocation. This incompleteness stems from the fact that *model A* defines the optimal allocation as the intersection of two non-linear

functions, one giving the optimal working time as a function of caregiving time and the other giving the optimal caregiving time as a function of working time.

As illustrated by Figures A1 and A2 in Appendix A, this non-linearity may potentially lead to several intersection points. In this case, the model predicts multiple equilibria. To overcome this difficulty, it is necessary to impose the following "coherence condition" (Maddala, 1983; Amemiya, 1974; Gouriéroux *et al.*, 1980) prior to estimating the model :

$$1 - \alpha_W \cdot \alpha_{IC} > 0 \quad (3.10)$$

This condition ensures the completeness of the model regardless of the individual (observed and unobserved) characteristics. In the subsection 3.5.3, we partially loosen this constraint by adding a selection rule to the model; this rule allows for selecting a specific equilibrium in the case of multiple equilibria (Krauth, 2006). Results are similar because the model still converges to a situation without multiple equilibria.

Note that the incompleteness characterising this model is very different from the incompleteness characterising the model used in Chapter 2 to study the interaction among siblings in their caregiving decisions. In the previous chapter, the theoretical model was itself incomplete in the sense that it defined the outcome (the observed care arrangement) as a Nash Equilibrium of a game that could potentially be characterised by no Nash equilibrium or by multiple equilibria. Here, the situation is different. The theoretical model is indeed "complete" because each individual is always characterised by one and only one optimal time allocation. However, the econometric translation of the theoretical model is incomplete because we define in *model A* the optimal time allocation from the two first-order conditions of the microeconomic model, which are necessary but not sufficient conditions to define an equilibrium¹³.

Let $P((W_i, IC_i) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt}))$ denote the probability that a given allocation will be optimal

¹³From this point of view, the estimation of a structural model would allow for comparing the utility level associated with each possible equilibrium and then "completing" the model by adding a selection rule that chooses the time allocation associated with the highest utility level. However, our reduced estimation does not allow for adopting this procedure.

for individual i . For positive values of W_i and IC_i , we obtain :

$$\begin{aligned}
 P((W_i, IC_i) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= P(u_{Wi} = W_i - x_{Wi} \cdot \beta_W - \alpha_W \cdot IC_i, u_{ICi} = IC_i - x_{ICi} \cdot \beta_{IC} - \alpha_{IC} \cdot W_i) \\
 P((W_i, 0) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= P(u_{Wi} = W_i - x_{Wi} \cdot \beta_W, u_{ICi} < -x_{ICi} \cdot \beta_{IC} - \alpha_{IC} \cdot W_i) \\
 P((0, IC_i) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= P(u_{Wi} < -x_{Wi} \cdot \beta_W - \alpha_W \cdot IC_i, u_{ICi} = IC_i - x_{ICi} \cdot \beta_{IC}) \\
 P((0, 0) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= P(u_{Wi} < -x_{Wi} \cdot \beta_W, u_{ICi} < -x_{ICi} \cdot \beta_{IC})
 \end{aligned}$$

We assume that the residuals are distributed according to a bivariate normal density function : $(u_{Wi}, u_{ICi}) \sim N(0, 0, \sigma_W, \sigma_{IC}, \rho)$. Hence, the previous probabilities may be expressed as follows :

$$\begin{aligned}
 P((W_i, IC_i) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= (1 - \alpha_W \cdot \alpha_{IC}) \cdot \varphi(W_i - x_{Wi} \cdot \beta_W - \alpha_W \cdot IC_i, IC_i - x_{ICi} \cdot \beta_{IC} - \alpha_{IC} \cdot W_i) \\
 P((W_i, 0) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= \int_{-\infty}^{-x_{ICi} \cdot \beta_{IC} - \alpha_{IC} \cdot W_i} \varphi(W_i - x_{Wi} \cdot \beta_W, u_{ICi}) du_{ICi} \\
 P((0, IC_i) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= \int_{-\infty}^{-x_{Wi} \cdot \beta_W - \alpha_W \cdot IC_i} \varphi(u_{Wi}, IC_i - x_{ICi} \cdot \beta_{IC}) du_{Wi} \\
 P((0, 0) = (W_i^{opt}, IC_i^{opt})) &= \int_{-\infty}^{-x_{ICi} \cdot \beta_{IC}} \int_{-\infty}^{-x_{Wi} \cdot \beta_W} \varphi(u_{Wi}, u_{ICi}) du_{Wi} du_{ICi}
 \end{aligned}$$

where φ is the joint density function of the bivariate normal.

The model can then be estimated with the maximum likelihood method. Here, we do not impose the coherence condition $1 - \alpha_W \cdot \alpha_{IC} > 0$ during the estimation procedure, but rather we verify *a posteriori* that it is respected. Similarly, we do not impose the time constraint prior to the estimation, but rather we verify for each individual that the estimations do not lead to a cumulated

time devoted to work and care exceeding 168 hours per week.

3.5.2 Results

Columns (1)-(2) of Table 3 report our estimation results when we include the same explanatory variables in each equation. In this case, the identification of the parameters is only due to the censures characterising the working and caregiving time. Appendix B reports estimation results when we reinforce the identification by imposing exclusion restrictions. Specifically, we exclude from the working time equation siblings and parent characteristics and the number of children, that is, variables that appear to be empirically correlated with caregiving time but unrelated to working time (conditional on the care provision). Correspondingly, we exclude from the caregiving time equation the marital status of the child and some modalities of his/her education level and health status that appear to be correlated with working time but unrelated to caregiving time (conditional on working time). Results are, however, very similar.

As expected, working time is negatively associated with age and non-labour income but positively associated with the education level (Column 1 of Table 3). With regards to the family network, being in a couple significantly reduces the labour supply, whereas the number of children is not significant. Moreover, the propensity to work is influenced by individual health status. Those declaring a "fair" or "poor" health status present a lower propensity to work. Note that this variable may suffer from an endogeneity bias because we do not control for the reverse causality (i.e., the impact of working behaviour on health status). However, results remain unchanged when we remove this variable from the estimation. Finally, none of the siblings or parent characteristics are significant conditional on time devoted to care.

Table 3. Estimated coefficients from Bi-Tobit model (without excluded variables)

| | | Not constraint model (n=4234) | | Model with $\alpha_{IC}=0$ (n=4234) | | Model with $\alpha_W=0$ (n=4234) | |
|---|------------------------------|-------------------------------------|---------------------|---|--------------------|--|---------------------|
| | | (1) W* | (2) IC* | (3) W* | (4) IC* | (5) W* | (6) IC* |
| Constant | | 31.97*** (4.05) | -19.90*** (2.82) | 32.85*** (3.85) | 1.05 (1.75) | 26.34*** (3.05) | -11.38*** (2.27) |
| Country dummies | | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Child characteristics | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | |
| | Man | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Woman | -17.98*** (1.11) | 11.86*** (0.86) | -17.38*** (1.05) | 4.21*** (0.50) | -18.34*** (1.01) | 8.37*** (0.67) |
| Age | | | | | | | |
| | Age-50 | -1.42*** (0.49) | 0.48* (0.29) | -1.19*** (0.46) | -0.56*** (0.20) | -1.11** (0.44) | 0.24 (0.22) |
| | (Age-50) ² | -0.30*** (0.04) | 0.04** (0.02) | -0.30*** (0.04) | 0.03** (0.01) | -0.28*** (0.04) | 0.03* (0.02) |
| Education level | | | | | | | |
| | Pre-primary or primary educ. | -4.30** (2.02) | -0.21 (1.21) | -4.81** (1.88) | -0.71 (0.86) | -3.96*** (1.83) | -0.32 (0.91) |
| | Lower secondary educ. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Upper secondary educ. | 4.44*** (1.65) | -1.69* (1.01) | 4.37*** (1.53) | -0.19 (0.72) | 4.19*** (1.50) | -1.03 (0.77) |
| | Post secondary educ. | 13.13*** (1.71) | -2.02* (1.08) | 13.14*** (1.58) | 2.05*** (0.75) | 12.04*** (1.56) | -1.03 (0.86) |
| Health status | | | | | | | |
| | "Poor" | -32.23*** (3.18) | -2.28 (1.85) | -29.41*** (2.93) | -5.31*** (1.28) | -28.32*** (2.85) | -2.62* (1.40) |
| | "Fair" | -9.57*** (1.63) | -0.27 (0.98) | -9.28*** (1.52) | -1.85*** (0.70) | -7.77*** (1.47) | -0.44 (0.75) |
| | "Good" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Very good" | 2.27 (1.40) | -0.70 (0.88) | 2.11 (1.30) | 0.29 (0.63) | 2.16* (1.27) | -0.41 (0.67) |
| | "Excellent" | 2.58 (1.75) | -2.46** (1.12) | 3.17* (1.62) | -0.61 (0.80) | 2.91* (1.60) | -1.67** (0.84) |
| Marital status | | | | | | | |
| | Not married | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Married | -3.82*** (1.37) | 1.18 (0.85) | -3.98*** (1.27) | -0.33 (0.61) | -3.41*** (1.24) | 0.68 (0.65) |
| Number of children | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 2.82 (2.44) | -2.01 (1.49) | 2.87 (2.27) | -0.83 (1.07) | 2.50 (2.22) | -1.35 (1.13) |
| | 2 | 2.11 (2.16) | -2.77* (1.33) | 2.13 (2.01) | -1.50 (0.95) | 2.25 (1.96) | -2.00** (1.00) |
| Log of the monthly non labour income | | -1.68*** (0.21) | 0.77*** (0.13) | -1.65*** (0.19) | 0.17* (0.09) | -1.57*** (0.19) | 0.55*** (0.10) |
| Siblings characteristics | | | | | | | |
| Number of sisters | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 1.00 (1.32) | -1.40* (0.80) | 0.44 (1.22) | -0.99* (0.58) | 1.17 (1.20) | -1.11* (0.61) |
| | 2 or more | 1.40 (1.40) | -3.12*** (0.88) | 0.73 (1.31) | -2.27*** (0.63) | 1.95 (1.27) | -2.34*** (0.66) |

(continued...)

Table 3. (Continued)

| | | Not constraint model (n=4234) | | Model with $\alpha_{IC}=0$ (n=4234) | | Model with $\alpha_W=0$ (n=4234) | |
|------------------------------------|--|-------------------------------------|---------------------|---|---------------------|--|---------------------|
| | | (1) W* | (2) IC* | (3) W* | (4) IC* | (5) W* | (6) IC* |
| Number of brothers | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 0.82 (1.31) | -1.13 (0.80) | 0.13 (1.22) | -1.14** (0.58) | 0.96 (1.19) | -0.99 (0.60) |
| | 2 or more | -0.93 (1.39) | -1.85** (0.87) | -1.63 (1.29) | -2.14*** (0.63) | -0.62 (1.26) | -1.56** (0.66) |
| Eldest child | | | | | | | |
| | No | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Yes | 0.77 (1.21) | 0.69 (0.75) | 0.59 (1.13) | 0.79 (0.54) | 0.60 (1.10) | 0.65 (0.57) |
| Parent characteristics | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | |
| | Woman | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Man | -1.31 (1.58) | -2.36** (1.02) | -1.44 (1.46) | -2.06*** (0.74) | -1.08 (1.44) | -1.82** (0.77) |
| Age | | | | | | | |
| | Age-75 | 0.16 (0.13) | 0.47*** (0.08) | 0.12 (0.12) | 0.39*** (0.06) | 0.00 (0.11) | 0.36*** (0.06) |
| Health status | | | | | | | |
| | "Poor" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Fair" | -0.43 (1.54) | -3.00*** (0.90) | -0.16 (1.46) | -2.56*** (0.04) | 1.29 (1.40) | -2.55*** (0.68) |
| | "Good" | 2.40 (1.61) | -6.85*** (0.98) | 1.58 (1.54) | -5.11*** (1.54) | 4.54*** (1.45) | -5.54*** (0.73) |
| | "Very good" | 0.00 (2.21) | -9.08*** (1.43) | 0.04 (2.10) | -7.11*** (1.03) | 3.01 (2.00) | -7.29*** (1.07) |
| | "Excellent" | -1.66 (2.81) | -6.67*** (1.78) | -1.19 (2.62) | -5.55*** (1.18) | 1.23 (2.54) | -5.37*** (1.33) |
| Geographical proximity | | | | | | | |
| | Same building | -0.25 (3.07) | 1.99 (1.69) | 0.53 (2.85) | 1.78 (1.20) | -1.51 (2.77) | 1.85 (1.23) |
| | Less than 1km away | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Between 1 and 5 km away | -2.06 (1.87) | -4.76*** (1.07) | -1.55 (1.76) | -3.82*** (0.76) | 0.18 (1.69) | -3.88*** (0.81) |
| | Between 5 and 25 km away | -0.75 (1.83) | -7.56*** (1.08) | -0.63 (1.74) | -6.01*** (0.77) | 1.77 (1.65) | -6.07*** (0.81) |
| | Between 25 and 100 km away | -0.77 (2.02) | -11.02*** (1.25) | -0.23 (1.92) | -8.57*** (0.88) | 2.65 (1.81) | -8.52*** (0.92) |
| | Between 100 and 500 km away | -0.52 (2.16) | -12.88*** (1.40) | -0.46 (2.06) | -10.27*** (0.99) | 2.85 (1.94) | -9.99*** (1.03) |
| | More than 500 km away | -0.44 (3.46) | -18.54*** (2.64) | -0.83 (3.27) | -14.84*** (1.93) | 3.47 (3.13) | -14.17*** (1.93) |
| | More than 500 km away in another coutry | -1.76 (3.01) | -22.00*** (2.64) | -1.14 (2.83) | -17.14*** (1.92) | 1.81 (2.74) | -16.67*** (1.92) |
| Interactions between work and care | | | | | | | |
| | Hours of care (IC) | -1.98*** (0.17) | | -1.00*** (0.20) | | . | . |
| | Hous of work (W) | | 0.64*** (0.04) | | . | | 0.42*** (0.04) |
| ρ | | -0.53*** (0.04) | | 0.15*** (0.05) | | -0.64*** (0.04) | |

Standard errors are in parentheses. *, **, *** indicate significantly different from 0 at the 10%, 5% and 1% level respectively.

Column (2) of Table 3 reports the estimation results for the caregiving time equation. As expected, women have a higher propensity to provide care than do men. Providing care is also positively associated with age and non-labour income and negatively associated with education level. Moreover, those declaring an "excellent" health status have a lower propensity to provide care¹⁴. Being married has no significant effect, whereas the number of children reduces the propensity to provide care. The care provision is also affected by the siblings' characteristics.

The number of brothers and number of sisters do not have the same impact on caregiving behaviour : both have a negative and significant impact on the propensity to provide care but, as expected, the propensity to provide care is more affected by the number of sisters than by the number of brothers. The siblings' characteristics may reveal the existence of contextual interactions if the siblings' characteristics (regardless of their care provision) directly influence individual caregiving behaviour ; however, these characteristics may also reveal the presence of endogenous interactions if the siblings' characteristics act as proxies of the siblings' care provision (Manski, 2000). The model is, however, unable to disentangle these two mechanisms. Furthermore, being the elder child has a positive, but non-significant, effect on the propensity to provide care.

Regardless of the parents' characteristics, our estimation provides consistent results with the existing literature. In particular, the child's care provisioning depends positively on the parent's age and negatively on the parent's health status. Our results also indicate that mothers receive significantly more informal care than fathers¹⁵ and that children living further away from their parents are characterised by a lower propensity to provide care than are children living in closer proximity¹⁶.

Turning now to the trade-off between care and work, estimation results appear partially inconsistent with our *a priori* expectations. More precisely, our results suggest that the care provision has

¹⁴As for the labour supply equation, this result may reveal the endogeneity of the health status. Indeed, one can assume that the care provision negatively impacts the health status of the caregiver.

¹⁵In their structural model, Byrne *et al.* (2009) identify three mechanisms by which the parent's gender may influence the care provision. All else being equal, mothers and fathers may differ according to (i) health status, (ii) the burden associated with providing care and (iii) the effectiveness of providing care. Their results provide some evidence that (i) fathers experience a significantly greater health status than mothers (the caregiving marginal utility is thus higher for the child when he/she provides care for his/her mother rather than for his/her father), (ii) care provided for mothers is less burdensome than care provided for fathers, and (iii) care provided for mothers is less effective than care provided for fathers.

¹⁶The fact that geographical proximity can be endogenous was examined by Stern (1995). The endogeneity bias appears very limited.

a significant negative impact on the propensity to work ($\hat{\alpha}_W = -1.98^{***}$). This result is consistent with the standard microeconomic model and the previous empirical literature. However, the reverse causality suggests that time spent working has a significant positive impact on the propensity to provide care ($\hat{\alpha}_{IC} = 0.64^{***}$).

To investigate the intensity of these relationships, we estimated the two reciprocal marginal effects. We first estimate the effect of a shock that provides an incentive to each individual to devote one more hour per week to parental care. Table 4 reports the optimal time allocation variation and a decomposition of this variation into exogenous and endogenous variations. The former supposes that the caregiving behaviour is exogenous in the sense that it does not depend on hours worked¹⁷. In the latter, the additional effect induced by the endogeneity of the caregiving behaviour is considered. On average, the initial shock to time devoted to care ultimately decreases working time by 27 minutes, whereas the optimal caregiving time, after adjustment, is ultimately increased by 43 minutes. The working time reduction is thus relatively high. At least three reasons may explain this effect. First, the analysis is focused on individuals aged 50 to 65, that is, a population for whom the caregiving behaviour may interact with the retirement decision. Some individuals may then leave the labour market to provide care for their disabled parent, particularly when other sources of care are unavailable. Following the decomposition proposed by McDonald and Moffit (1980), we show that 49% of the working time decrease (that is, 13 minutes) comes from the decrease of the probability of working¹⁸. Second, individual labour behaviour also depends on labour demand, which is not taken into account in our model. In particular, if individuals may only choose between two work contracts (full-time or part-time work), they may be constrained to reduce their working time more than is desirable to provide care for their parent. Finally, the dependent variable considered here is the number of hours actually worked per week, not the basic or contractual hours (only relevant for employees). One can suppose that extra-contractual working hours are more affected by caregiving behaviour than contractual hours.

Similarly, Table 5 reports the optimal time allocation variation after a positive exogenous shock

¹⁷Through this effect, we adopt a partial equilibrium perspective. One can observe this effect as the working time variation in a situation where the individual is virtually constrained to provide one more hour of care per week. Note that in this situation, the time allocation is not optimal for the individual.

¹⁸The remaining 51% corresponds to the effect on the time spent working (conditional on working). This decomposition is, however, constrained here by the fact that our model does not separately estimate the effect of caregiving on the probability of working and on the number of hours worked (conditional on working).

on the working time. After adjustment, the caregiving time variation appears relatively small (+5 minutes). Although the magnitude of the effect is relatively small, the positive average effect of working time on caregiving time calls into question the standard microeconomic framework used to consider the interactions between time spent working and time devoted to parental care. Without delving into specifics at this stage (this is the purpose of the next section), one can argue that this framework is quite restrictive because the interaction between working time and caregiving time does not directly involve the agent's preferences but only the time constraint. In others words, through this model, if individuals were not constraint by time, the two activities would be independent.

Table 4 : Average effect on an exogenous caregiving time variation on the optimal time allocation

| Exogenous variation | | | Endogenous variation | | Global variation | |
|---------------------|-------------------------------|---------------|--|-----------|--|-----------|
| (1) | | | (2) | | (1)+(2) | |
| ΔIC^{opt} | +1 ^(a) | (+1hr) | -0.29 ^(c) | (-17 min) | +0.71 ^(e) | (+43 min) |
| ΔW^{opt} | -1.03 ^(b) | (-1 hr 4 min) | +0.58 ^(d) | (+35 min) | -0.45 ^(f) | (-27 min) |
| with | (a) initial shock | | (c) $\frac{\alpha_W \alpha_{IC}}{1 - \alpha_W \alpha_{IC}} \cdot P(W > 0)$ | | (e) $1 + \frac{\alpha_W \alpha_{IC}}{1 - \alpha_W \alpha_{IC}} \cdot P(W > 0)$ | |
| | (b) $\alpha_W \cdot P(W > 0)$ | | (d) $\frac{\alpha_W^2 \alpha_{IC}}{1 - \alpha_W \alpha_{IC}} \cdot P(W > 0)$ | | (f) $\frac{\alpha_W}{1 - \alpha_W \alpha_{IC}} \cdot P(W > 0)$ | |

Table 5 : Average effect on an exogenous working time variation on the optimal time allocation

| Exogenous variation | | | Endogenous variation | | Global variation | |
|---------------------|----------------------------------|-----------|---|-----------|---|-----------|
| (1) | | | (2) | | (1)+(2) | |
| ΔW^{opt} | +1 ^(a) | (+1hr) | -0.17 ^(c) | (-10 min) | +0.83 ^(e) | (+50 min) |
| ΔIC^{opt} | +0.19 ^(b) | (+11 min) | -0.11 ^(d) | (-7 min) | +0.08 ^(f) | (+5 min) |
| with | (a) initial shock | | (c) $\frac{\alpha_{IC} \alpha_W}{1 - \alpha_{IC} \alpha_W} \cdot P(IC > 0)$ | | (e) $1 + \frac{\alpha_{IC} \alpha_W}{1 - \alpha_{IC} \alpha_W} \cdot P(IC > 0)$ | |
| | (b) $\alpha_{IC} \cdot P(A > 0)$ | | (d) $\frac{\alpha_{IC}^2 \alpha_W}{1 - \alpha_{IC} \alpha_W} \cdot P(IC > 0)$ | | (f) $\frac{\alpha_{IC}}{1 - \alpha_{IC} \alpha_W} \cdot P(IC > 0)$ | |

To extend the comparison of our empirical results with those expected from the standard microeconomic model, we simulate specific shocks to non-labour income, the parent's health status

and the number of siblings. Consistent with our expectations, findings first indicate that a 1000-Euro increase in monthly non-labour income leads, on average, to a decrease in time spent working by four hours and 45 minutes per week and an increase in caregiving time by 25 minutes per week. Second, a deterioration of the parent's health status increases time devoted to care by 35 minutes per week, on average, whereas working time decreases by 25 minutes per week. Finally, having one more brother reduces caregiving time by seven minutes per week and increases working time by five minutes per week, whereas having one more sister reduces caregiving time by 12 minutes per week and increases working time by eight minutes per week.

3.5.3 Robustness analysis

Our results, especially the positive effect of an exogenous variation of working time on the propensity to provide care, are robust to alternative specifications of the model. We first test to partially relax the coherency condition. Situations with multiple equilibria may arise when the two parameters α_W and α_{IC} are both negative and when the product $\alpha_W \cdot \alpha_{IC}$ is greater than 1. Three potential equilibria may then exist (one interior equilibrium and two corner equilibria, see Figure A.1 in Appendix A). In this case, we add a selection rule to *Model A* (3.9) that allows us to select a particular equilibrium among the three potential equilibria (Krauth, 2006). Four different exogenous selection rules have been tested. The first assumes that each equilibrium has an equal probability (1/3) of being optimal and then being chosen by the child. The three others assume that one of the three equilibria is always optimal and then always chosen by the child. See Bjorn and Vuong (1985), Fontaine *et al.* (2009), Krauth (2006), Soetevent & Kooreman (2007) or Tamer (2003) for similar approaches in a simultaneous discrete model. We still impose the coherency condition when the parameters α_W and α_{IC} are both positive because, in this case, individuals choose to increase their working and caregiving time until the time devoted to leisure is equal to zero, which seems unrealistic (Figure A.2 in Appendix A). Results obtained are strictly unchanged in comparison with those reported in Columns (1)-(2) of Table 3 because the likelihood function still converges to the same value (each individual having been characterised by a single equilibrium).

Following the approach used by Boaz and Muller (1992), we have also compared our results

with those obtained from a specification wherein we assume that the care provision and the labour supply interact through the latent variables rather than the observed variables. We then estimate the following model (Nelson and Olson, 1978) :

$$\begin{aligned}
 \text{model NO} \quad W_i^{opt} &= \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\
 \text{with} \quad &\begin{cases} W_i^* = x_{Wi} \cdot \beta_W + \alpha_W \cdot IC_i^* + u_{Wi} \\ IC_i^* = x_{ICi} \cdot \beta_{IC} + \alpha_{IC} \cdot W_i^* + u_{ICi} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{3.11}$$

Similar to Boaz and Muller (1992), we use the two-step estimation procedure proposed by Nelson and Olson (1978). We first estimate a reduced form of the two equations and compute the predicted values of both latent variables. These predicted values, which are uncorrelated with the model's error terms, are used to replace the endogenous RHS variables in the second-stage equations. To allow for the identification of the parameters α_W and α_{IC} , we impose the same exclusion restrictions as are used to estimate *Model A*. Table C1 (Appendix C) provides estimation results. Findings are consistent with those obtained from *Model A* : a positive exogenous variation of the propensity to provide care decreases the propensity to work, whereas a positive exogenous variation of the propensity to work increases the propensity to provide care.

Finally, we have tested an alternative estimation procedure, by using an IV approach. Results obtains are also similar. We first estimated the following model :

$$\begin{aligned}
 W_i^{opt} &= \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\
 \text{with} \quad &\begin{cases} W_i^* = x_{Wi} \cdot \beta'_W + \alpha'_W \cdot IC_i^{opt} + u'_{Wi} \\ IC_i^* = x_{ICi} \cdot \beta'_{IC} + x_{Wi} \cdot \lambda'_W + u'_{ICi} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{3.12}$$

The specification of the working time equation is unchanged compared to *Model A* (3.9). However, contrary to the previous model, the second equation is used to instrument caregiving time. This approach is similar to the one used by Crespo (2007) and Johnson & La Sasso (2000), which only focuses on the causal effect of caregiving time on working time (that is, on the parameter α'_W). Every variable that might directly or indirectly (through working time) influence the care

provision is included as an explanatory variable in the caregiving time equation (the vector x_{ICi} then gathers the excluded instruments). The two equations are jointly estimated by the maximum likelihood method, allowing the residuals of the two equations to be correlated. Columns (3)-(4) of Table 3 provide the estimation results without excluded instruments (the identification then being due only to the cures). Columns (3)-(4) of Table B1 (Appendix B) provide the estimations results with excluded instruments. In both cases, the estimation results are very close to those obtained in Model A. In particular, the estimated effect of an exogenous variation of caregiving time is still significant (at the 1% level) and negative¹⁹. The marginal effect is, however, slightly higher (in absolute value); on average, one more hour of caregiving decreases working time by 32 minutes.

The same approach is used to estimate the reverse causality. The model estimated is then the following :

$$W_i^{opt} = \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.13)$$

$$\text{with} \begin{cases} W_i^* = x_{Wi} \cdot \beta''_W + x_{ICi} \cdot \lambda'_{IC} + u''_{Wi} \\ IC_i^* = x_{ICi} \cdot \beta''_{IC} + \alpha''_{IC} \cdot W_i^{opt} + u''_{ICi} \end{cases}$$

Estimation results provided by Columns (5)-(6) of Table 3 (without excluded instruments) and Columns (5)-(6) of Table B1 in Appendix B (with excluded instruments) are also very close to those obtained in Model A; on average, one more hour of working time increases time devoted to care by seven minutes.

We have also distinguished the interactions according to the child's gender. With and without excluded instruments, the reciprocal effects are slightly higher (in absolute values) for women but the differences are not significant.

¹⁹Note also that, in agreement with the previous literature, we find a positive correlation between the residuals of the two equations when we do not control for the direct effect of the labour supply on care provisioning.

3.6 Microeconomic model with partial complementarity

Our previous microeconomic framework is only based on what the literature calls the "substitution effect" (Carmichael and Charles, 1998). It derives from the time constraint : by devoting increasing time to a given activity, the agent is constrained to reduce the time available for other activities. Therefore, working time and caregiving time appear in this framework as substitutes. However, this relationship between the two activities is not consistent with our empirical results because we observe that a positive working time variation increases on average the optimal caregiving time. The aim of this section is thus to propose a reformulation of the microeconomic model to account for this positive effect.

3.6.1 How can the positive effect of an exogenous variation of working time on the optimal caregiving time be explained ?

Due to the agent's preferences, at least three effects may lead to a partial complementarity between the two activities.

The first one is the "protection effect". Using results from a qualitative survey conducted in France among women providing support to an elderly parent, Le Bihan and Martin (2006) suggest that working is a protective activity for caregivers. It allows them to not be totally absorbed by their caregiver activities. Unemployed individuals might, therefore, have a lower propensity to provide informal care for fear of being unable to limit their involvement as the needs of the elderly parent increase. Among the children, we can assume that this effect is more relevant for daughters than for sons if the duty to provide care to an elderly parent lies more heavily upon daughters than upon sons.

Two other effects can also occur : the "respite effect" and the "productivity effect".

The "respite effect" illustrates the fact that working may offer to the caregiver a way of freeing oneself from the emotional demands associated with the care provided to a relative (Carmichael & Charles, 1998). This effect clearly appears in the declaration of a daughter who provides care to her elderly mother : *"And it's true that being at work helps me to decompress, and we are confronted*

with people who have had the same problem. So you can get advice. (...) Fortunately, there was the job! Oh yes! If there had not been work ... ²⁰ (from Le Bihan and Martin, 2006).

According to the "productivity effect", some occupations may allow for the development of know-how that can be used in caregiving (e.g., personal care for a nurse or help with paperwork for a bank employee). More generally, workers may be more inclined to accept an additional constraint on their schedule than retired people, who may be more reluctant to lose some freedom of the use of their free time.

Through these three effects, working appears as a factor increasing the propensity to provide informal care. They introduce into the analysis a kind of complementarity between the two activities. However, these effects appear related to worker status and not directly to the time spent working (conditional on being a worker). Therefore, we propose to formalise these effects by simply adding to the previous microeconomic model a component which reflects the positive effect of being a worker on the propensity to provide care.

3.6.2 Simple microeconomic formalisation

A way to put these effects into the formal framework previously used is to add a discrete component ($s.IC.y_W$) in the utility specification (3.1) :

$$U' = u(C, L, IC) + \beta.v(IC, IC_0, H) + s.IC.y_W \quad (3.14)$$

where y_W is a dummy variable that is equal to 1 if the individual participates in the labour market, and is equal to 0 otherwise, while s is a coefficient that is assumed to be positive. Hence, the marginal utility of care is now :

$$\frac{\partial U'}{\partial IC} = u_{IC} + \beta.v_{IC} + s.y_W \quad (3.15)$$

Through this specification, being employed increases the marginal utility of providing care by

²⁰ *"Et puis c'est vrai que d'être au boulot, ça aide quand même à décompresser et on se trouve confrontée à des personnes qui ont eu le même problème. Donc on peut avoir des conseils à droite et à gauche. (...) Heureusement qu'il y avait le boulot! Ah oui! S'il n'y avait pas eu le travail..."*

a constant term s , whatever the working time²¹.

This new framework allows for decomposing the effect of the labour supply on caregiving time into two components : (i) a positive discrete component and (ii) a negative continuous component. The component one illustrates that worker status tends to increase the propensity to provide care through the protection effect, the respite effect or the productivity effect, regardless of the working time. The second component corresponds to the standard substitution effect : each hour spent working tends to decrease the time devoted to parental care.

Among those initially not working ($y_W = 0$), the global effect of an exogenous variation of working time on the optimal caregiving time is *a priori* indeterminate. It depends on the magnitude of the two components :

$$\frac{dIC^{opt}}{dW} = \frac{-s}{u_{LL} + u_{IC} + \beta.v_{IC}} + \frac{-u_{LL}}{u_{LL} + u_{IC} + \beta.v_{IC}} \geq 0$$

Among those initially working ($y_W = 1$), only the negative continuous component is relevant :

$$\frac{dIC^{opt}}{dW} = \frac{-u_{LL}}{u_{LL} + u_{IC} + \beta.v_{IC}} < 0$$

According to this model, our previous estimation results suggest that the effect of worker status is relatively high and offsets (on average) the substitution effect. To validate this interpretation, the next section aims to disentangle and identify the two distinct effects.

²¹Our purpose here is to explain the average positive effect of working time on caregiving time. We thus only reformulate the microeconomic model to account for this effect. It may, however, also be possible to add a symmetric discrete component to the model, allowing for disentangling the effect on the propensity to work of (i) being a caregiver and (ii) the effect of time devoted to care (conditional on being a caregiver). We can thus adopt this specification :

$$U'' = u(C, L, IC) + \beta.v(IC, IC_0, H) + s.IC.y_W + t.W.y_{IC}$$

Here, working time directly affects the child's utility, but only if he/she is the caregiver.

3.7 Empirical validation of the microeconomic model with partial complementarity

To test the empirical validity of this reformulated microeconomic model we define a more general econometric model than that estimated in the section 3.5 by allowing the worker status to directly impacts the propensity to provide care in addition to the direct effect of the working time. However, contrary to our previous estimation strategy aimed at jointly identifying both reciprocal causalities, we focus the empirical analysis on the effect of the labour supply on care provision. We then adopt an IV approach by expressing the working time equation in a reduced form²². Our finding confirms the validity of the microeconomic model with partial complementarity and suggests that the effect of paid work on time devoted to care may be decomposed into (i) a discrete positive effect, that is, a positive effect of labour market participation on the propensity to provide care, and (ii) a continuously negative effect, with each hour worked reducing time devoted to parental care.

3.7.1 Empirical strategy

To disentangle the effect of being a worker and the effect of working time (conditional on being a worker), we estimate a selection model. In addition to y_{Wi} , we define a dummy variable y_{ICi} , which is equal to 1 if the individual i provides informal care and is equal to 0 otherwise. From these two variables, we define four sub-samples :

| | | y_{IC} | |
|-------|---|----------|-------|
| | | 1 | 0 |
| y_W | 1 | S_1 | S_2 |
| | 0 | S_3 | S_4 |

²²We first estimate a recursive model that allows for simultaneous identification of both reciprocal causal effects. The exclusion restrictions involved, in addition to those implied by the selection model, and the size of the sample used in the second step, lead to quite unstable marginal effects according to the exclusion restrictions adopted. We then decide not to present the results. Note, however, that the qualitative results appear very stable.

Hence, we can estimate a specific model on the sub-samples S_1 and S_3 :

$$S_1 \begin{cases} W_i = x_{Wi} \cdot \beta_{1W} + x_{ICi} \cdot \lambda_{1W} + u_{1Wi} \\ IC_i = x_{ICi} \cdot \beta_{1IC} + \alpha'_{IC} \cdot W_i + u_{1ICi} \end{cases} \quad (3.16)$$

$$S_3 \begin{cases} W_i = 0 \\ IC_i = x_{ICi} \cdot \beta_{3IC} + u_{3ICi} \end{cases} \quad (3.17)$$

The effect of occupation on time devoted to parental care may then be decomposed into :

(i) the effect of working time on time devoted to parental care (conditional on being both worker and caregiver) estimated by $\hat{\alpha}'_{IC}$

$$\hat{\alpha}'_{IC} = \frac{\partial E(IC_i / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1)}{\partial W_i}$$

(ii) the effect of the worker status, independent of the effect of time spent working, ΔW_i . To estimate this effect, we can simulate for each individual the difference between, on the one hand, his expected caregiving time, conditional on being both worker and caregiver ($\in S_1$), assuming a working time equal to 0, and, on the other hand, his expected caregiving time, conditional on being a caregiver but non-worker ($\in S_3$) :

$$\widehat{\Delta W}_i = \widehat{E}_i(IC_i / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1, W_i = 0) - \widehat{E}_i(IC_i / y_{Wi} = 0, y_{ICi} = 1)$$

According to our microeconomic framework, we expect $\hat{\alpha}'_{IC}$ to be negative and $\widehat{\Delta W}_i$ to be positive (on average).

To estimate these two effects, we need to take into account potential individual self-selection, which may lead to expected values of the error terms that are different from 0 in equations (3.18) and (3.19) (Heckman, 1979 ; Maddala, 1983) :

$$S_1 \begin{cases} E(W_i / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) = x_{Wi} \cdot \beta_{1W} + x_{ICi} \cdot \lambda_{1W} + E(u_{1Wi} / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) \\ E(IC_i / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) = x_{ICi} \cdot \beta_{1IC} + \alpha'_{IC} \cdot W_i + E(u_{1ICi} / y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) \end{cases} \quad (3.18)$$

$$S_3 \begin{cases} E(W_i / y_{Wi} = 0, y_{ICi} = 1) = 0 \\ E(IC_i / y_{Wi} = 0, y_{ICi} = 1) = x_{ICi} \cdot \beta_{3IC} + E(u_{3ICi} / y_{Wi} = 0, y_{ICi} = 1) \end{cases} \quad (3.19)$$

We then follow the Heckman procedure by modelling the selection process in a first step. However here, contrary to the standard approach, there are two selectivity variables (Tunali, 1986). We then estimate a Bivariate Probit model²³, specifying the propensity to participate in the labour market, y_{Wi}^* , and the propensity to be a caregiver, y_{ICi}^* , under a reduced form :

$$y_{Wi} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{Wi}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and } y_{ICi} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{ICi}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{with } \begin{cases} y_{Wi}^* = x_i \cdot \Pi_W + \varepsilon_{Wi} \\ y_{ICi}^* = x_i \cdot \Pi_{IC} + \varepsilon_{ICi} \end{cases}$$

The correction terms, which appear in (3.18)-(3.19), may then be written as follows :

$$\begin{aligned} E(u_{1Wi}/y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) &= cov(u_{1Wi}, \varepsilon_{Wi}) \cdot \frac{\phi(z_{Wi}) \cdot \Phi(Z_{Wi})}{\Phi_2(z_{Wi}, z_{ICi}, \rho_{y_W y_{IC}})} \\ &+ cov(u_{1Wi}, \varepsilon_{ICi}) \cdot \frac{\phi(z_{ICi}) \cdot \Phi(Z_{ICi})}{\Phi_2(z_{Wi}, z_{ICi}, \rho_{y_W y_{IC}})} \\ E(u_{1ICi}/y_{Wi} = 1, y_{ICi} = 1) &= cov(u_{1ICi}, \varepsilon_{Wi}) \cdot \frac{\phi(z_{Wi}) \cdot \Phi(Z_{Wi})}{\Phi_2(z_{Wi}, z_{ICi}, \rho_{y_W y_{IC}})} \\ &+ cov(u_{1ICi}, \varepsilon_{ICi}) \cdot \frac{\phi(z_{ICi}) \cdot \Phi(Z_{ICi})}{\Phi_2(z_{Wi}, z_{ICi}, \rho_{y_W y_{IC}})} \\ E(u_{3ICi}/y_{Wi} = 0, y_{ICi} = 1) &= cov(u_{3ICi}, \varepsilon_{Wi}) \cdot \frac{-\phi(z_{Wi}) \cdot \Phi(Z_{Wi})}{\Phi_2(-z_{Wi}, z_{ICi}, -\rho_{y_W y_{IC}})} \\ &+ cov(u_{3ICi}, \varepsilon_{ICi}) \cdot \frac{\phi(z_{ICi}) \cdot \Phi(-Z_{ICi})}{\Phi_2(-z_{Wi}, z_{ICi}, -\rho_{y_W y_{IC}})} \end{aligned}$$

where

$$\begin{aligned} z_{Wi} &= x_i \cdot \Pi_W ; z_{ICi} = x_i \cdot \Pi_{IC} \\ Z_{Wi} &= \frac{x_i \cdot \Pi_{IC} - \rho_{y_W y_{IC}} \cdot x_i \cdot \Pi_W}{\sqrt{(1 - \rho_{y_W y_{IC}}^2)}} ; Z_{ICi} = \frac{x_i \cdot \Pi_W - \rho_{y_W y_{IC}} \cdot x_i \cdot \Pi_{IC}}{\sqrt{(1 - \rho_{y_W y_{IC}}^2)}} \\ (\varepsilon_{Wi}, \varepsilon_{ICi}) &\sim N(0, 0, 1, 1, \rho_{y_W y_{IC}}) \end{aligned}$$

φ is the univariate standard normal density function

Φ is the univariate standard normal cumulative function

Φ_2 is the bivariate standard normal cumulative function

²³Mohanty (2001), Wtzens & Zorlu (2003) or Louinord et al. (2010) use similar double-selection models.

The empirical strategy adopted to test both the existence of a positive effect of worker status and a negative effect of working time on time devoted to parental care may be summarised as follows : (i) estimating the reduced Bivariate Probit model; (ii) generating from the previous estimation the selection terms; (iii) jointly estimating equations (3.18) and testing the significance of α'_{IC} ; (iv) estimating equation (3.19) and (iv) simulating $\widehat{\Delta W}_i$.

3.7.2 Results

Columns (1) and (2) of Table 6 report estimation results of the selection equations. Except for the child's age and education level, the effects of all other characteristics on the probability of working or providing care have the same sign that the direct effect highlights in the previous estimations²⁴ (Table 3). However, when we consider the probability of working or providing care instead of working time and caregiving time, some variables become non-significant while others become significant. In particular, eldest children are characterised by a higher probability of providing care.

The estimation of the second step requires identifying instruments. First, even if the selection terms are non-linear combinations of the covariates included in the selection equations, we follow the literature by excluding in the second step at least one significant variable in the selection equations. From this point of view, we need to identify at least one variable that impacts the probability of participation in the labour market and the probability of providing care but not the working time or caregiving time (conditional on being both a worker and a caregiver). Second, contrary to the previous Bivariate Tobit model where the non-linearity of the interaction between working time and caregiving time allowed for the formal identification of the parameters without exclusion restrictions, the perfect linearity between working time and caregiving time at the second step of the selection model requires identifying at least one variable that affects working time

²⁴The interpretation of the estimation results here is different from that of the previous model (Table 3) because we do not control for care behaviour in the estimation of the probability of participation in the labour market or for work behaviour in the estimation of the probability of providing care. Thus, the coefficients associated with each exogenous variable capture both the direct and indirect effects. For example, Table 3 shows that the child's age has (i) a positive direct impact (conditional on working time) but (ii) a negative indirect impact on the propensity to provide care (through the negative impact of age on the propensity to work and the positive effect of working time on caregiving time). Table 6 shows that if we consider the probability of providing care, the global effect of the child's age is negative. The positive effect of the child's education level on the probability of providing care can be interpreted similarly.

but that does not directly affect caregiving time. The choice of these identifying instruments is not obvious from a theoretical point of view. We then decide to adopt an "empirical" strategy by excluding in the second-step equations covariates that are not statistically significant (but significant either in the selection equations or in the other second-step equation). Table D1 in Appendix D reports some evidence allowing for validating the exclusion restrictions. Under the hypothesis that the remaining instruments are valid, each excluded variable added one by one in the second step does not directly affect the outcomes and does not change the estimated effect of the instrumental working time on caregiving time.

Columns (3)-(4) of Table 6 provide estimation results of the simultaneous estimation of working time and caregiving time when we do not distinguish the effect of working time on caregiving time according to the gender. Columns (5)-(6) in Table 6 provide estimation results when we introduce a gender dummy variable into the interaction. Restricting the analysis to those who are both workers and caregivers slightly changes the estimation results from those obtained from the previous Bivariate Tobit model. We recall that variables that are excluded from the second step of estimation ("-" in the table) appear to be non-significant when they are added one by one in the model (see Appendix D). We still find that men are characterised by a higher working time than are women and that being married reduces working time, while education level and health status increase working time. Age and non-labour income, which affect the probability of participation in the labour market, do not appear to be associated with hours worked. Note also that, as we do not control here for the care provision, some parents' characteristics appear significantly associated with working time. Concerning caregiving time, with the exception of health status and geographical proximity, the children's characteristics do not significantly explain time devoted to parental care (conditional on being both a worker and a caregiver). However, as previously mentioned, caregiving time appears to be need-driven (Spiess and Schneider, 2002)²⁵. Indeed, the intensity of care is still related to the parents' characteristics, and the effects appear to be (qualitatively) similar to those obtained from the Bivariate Tobit model. The only exception is the parent's gender effect, which is now not significant : children have a higher probability of providing care to their mother but do not significantly provide more care to their mother when they decide to provide care.

The main change from the Bivariate Tobit model concerns the interactions between the two

²⁵ "In short, the provision of care appears to be determined by the needs of the parents, while the ease with the children can fulfil those needs play only a secondary role" (Johnson and Lo Sasso, 2000, pp.27).

activities. Conditional on being a worker and a caregiver, an exogenous shock leading to one more hour of work reduces, on average, the optimal caregiving time by eight minutes; however, the effect is not significant (P-value=0.52). Nevertheless, when we distinguish the effect according to gender, we find that the decrease is significant for women. Although not significant for men, both activities appear as two competing activities when we restrict the analysis to those who are both participating in the labour market and providing care. From this point of view, this result is consistent with the previous microeconomic model.

Table 6. Estimated coefficients from selection model

| | | Reduced Bi-Probit model (n=4234) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | |
|---|------------------------------|--|--------------------|---------------------------------------|------------------|---------------------------------------|------------------|
| | | (1) P(W>0) | (2) P(IC>0) | (3) W | (4) IC | (3) W | (4) IC |
| Constant | | 0.92*** (0.17) | 0.12 (0.16) | 40.30*** (4.49) | 9.07** (5.20) | 40.35*** (4.18) | 6.83** (4.09) |
| Country dummies | | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Child characteristics | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | |
| | Man | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Woman | -0.64*** (0.05) | 0.31*** (0.04) | -6.95*** (1.49) | 1.76 (1.61) | -6.96*** (1.50) | 4.97** (2.41) |
| Age | | | | | | | |
| | Age-50 | -0.09*** (0.02) | -0.04** (0.02) | — | — | — | — |
| | (Age-50) ² | -0.01*** (<0.01) | 0.00 (<0.01) | — | — | — | — |
| Education level | | | | | | | |
| | Pre-primary or primary educ. | -15.37* (0.08) | -0.07 (0.08) | -4.31* (2.28) | — | -4.35** (2.10) | — |
| | Lower secondary educ. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Upper secondary educ. | 0.19*** (0.07) | 0.02 (0.07) | -0.02 (1.29) | — | -0.06 (1.27) | — |
| | Post secondary educ. | 0.59*** (0.07) | 0.27*** (0.07) | 1.86 (1.43) | — | 1.82 (1.50) | — |
| Health status | | | | | | | |
| | "Poor" | -1.13*** (0.12) | -0.52*** (0.11) | 6.84 (5.59) | -5.17* (2.75) | 6.87 (5.57) | -5.40* (2.83) |
| | "Fair" | -0.38*** (0.07) | -0.12** (0.06) | 1.91 (1.44) | -1.69* (0.87) | 1.92 (1.46) | -1.72* (0.83) |
| | "Good" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Very good" | 0.11* (0.06) | 0.05 (0.06) | -1.14 (0.95) | -0.79 (0.62) | -1.15 (0.95) | -0.79 (0.61) |
| | "Excellent" | 0.10 (0.07) | -0.02 (0.07) | 2.42** (1.10) | -1.11 (0.80) | 2.43** (1.15) | -1.12 (0.72) |
| Marital status | | | | | | | |
| | Not married | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Married | -0.15*** (0.06) | 0.01 (0.05) | -1.34* (0.79) | — | -1.30 (0.95) | — |
| Number of children | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 0.13 (0.10) | -0.13 (0.09) | 0.06 (1.87) | -0.02 (0.96) | 0.05 (1.82) | -0.14 (0.88) |
| | 2 | 0.13 (0.09) | -0.14 (0.09) | -0.04 (1.60) | -0.79 (0.71) | -0.04 (1.51) | -0.86 (0.70) |
| Log of the monthly non labour income | | -0.07*** (0.01) | 0.02*** (0.01) | — | — | — | — |
| Siblings characteristics | | | | | | | |
| Number of sisters | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 0.03 (0.05) | -0.06 (0.05) | 0.66 (0.93) | 0.48 (0.49) | 0.66 (1.00) | 0.45 (0.50) |
| | 2 or more | 0.06 (0.06) | -0.15*** (0.06) | -0.08 (1.09) | -0.88* (0.53) | -0.07 (1.13) | -0.83 (0.57) |

continued...

Table 6. (Continued)

| | | Reduced Bi-Probit model (n=4234) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | |
|------------------------------------|---|--|--------------------|---------------------------------------|--------------------|---------------------------------------|--------------------|
| | | (1) P(W>0) | (2) P(IC>0) | (3) W | (4) IC | (5) W | (6) IC |
| Number of brothers | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | 0.01 (0.06) | -0.08 (0.05) | -1.29 (0.93) | -0.04 (0.56) | -1.29 (0.91) | -0.04 (0.55) |
| | 2 or more | -0.03 (0.13) | -0.19*** (0.06) | -0.33 (1.25) | -0.38 (0.62) | -0.32 (1.24) | -0.43 (0.63) |
| Eldest child | | | | | | | |
| | No | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Yes | 0.01 (0.05) | 0.10** (0.05) | 0.79 (0.40) | 0.02 (0.53) | 0.78 (0.92) | 0.05 (0.51) |
| Parent characteristics | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | |
| | Woman | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Man | -0.05 (0.07) | -0.23*** (0.07) | 2.20 (1.45) | — | 2.24 (1.53) | — |
| Age | | | | | | | |
| | Age-75 | 0.00 (0.01) | 0.03*** (0.01) | -0.05 (0.12) | 0.25*** (0.06) | -0.06 (0.13) | 0.25*** (0.06) |
| Health status | | | | | | | |
| | "Poor" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Fair" | 0.01 (0.06) | -0.09 (0.06) | 1.90* (1.10) | -2.65*** (0.81) | 1.90* (1.06) | -2.71*** (0.77) |
| | "Good" | 0.16** (0.07) | -0.27*** (0.06) | -0.34 (1.56) | -3.43*** (0.80) | -0.33 (1.52) | -3.44*** (0.81) |
| | "Very good" | 0.04 (0.09) | -0.45*** (0.09) | 3.23 (2.26) | -4.06*** (1.34) | 3.25 (2.20) | -4.13 (1.28) |
| | "Excellent" | -0.06 (0.12) | -0.33*** (0.11) | 1.69 (2.37) | -4.00*** (1.13) | 1.70 (2.51) | -3.99*** (1.21) |
| Geographical proximity | | | | | | | |
| | Same building | -0.03 (0.13) | -0.02 (0.11) | 2.31 (1.87) | 3.02 (1.90) | 2.31 (1.95) | 2.95 (1.89) |
| | Less than 1km away | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Between 1 and 5 km away | -0.01 (0.08) | -0.26*** (0.07) | 1.64 (1.46) | -2.16** (0.85) | 1.66 (1.53) | -2.20 (0.81) |
| | Between 5 and 25 km away | 0.04 (0.08) | -0.49*** (0.07) | -0.31 (2.03) | -3.02*** (0.89) | -0.29 (2.15) | -3.02*** (0.88) |
| | Between 25 and 100 km away | 0.10 (0.08) | -0.70*** (0.08) | 0.28 (2.67) | -4.50*** (1.08) | 0.31 (2.77) | -4.46*** (1.12) |
| | Between 100 and 500 km away | 0.07 (0.09) | -0.88*** (0.09) | -1.18 (3.55) | -4.09*** (1.29) | -1.14 (3.58) | -4.06*** (1.44) |
| | More than 500 km away | 0.11 (0.15) | -1.27*** (0.18) | 5.13 (6.71) | -5.67** (2.78) | 5.20 (6.55) | -5.53* (2.96) |
| | More than 500 km away in another country | 0.03 (0.13) | -1.67*** (0.17) | 0.98 (6.39) | -4.36 (2.73) | 1.07 (6.57) | -4.36 (3.07) |
| Interactions between work and care | | | | | | | |
| | Hous of work (W) | | | | -0.14 (0.21) | | -0.08 (0.21) |
| | Hous of work (W)*woman | | | | | | -0.08* (0.05) |

continued...

Table n°6. Continued

| | Reduced Bi-Probit model (n=4234) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | | S ₁ W>0,IC>0 (n=660) | |
|-------------------------------------|--|---------|---------------------------------------|------------------|---------------------------------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | P(W>0) | P(IC>0) | W | IC | W | IC |
| $Cov(u_{W_i}, \varepsilon_{IC_i})$ | 0.05 (0.03) | | | | | |
| $Cov(u_{1W_i}, u_{1C_i})$ | | | 0.21 (0.32) | | 0.19 (0.31) | |
| $Cov(u_{1W_i}, \varepsilon_{W_i})$ | | | -5.05*** (1.72) | | -5.06*** (1.86) | |
| $Cov(u_{1W_i}, \varepsilon_{IC_i})$ | | | -0.57 (5.00) | | -0.63 (5.16) | |
| $Cov(u_{1C_i}, \varepsilon_{W_i})$ | | | | -2.19 (1.61) | | -2.17 (1.57) |
| $Cov(u_{1C_i}, \varepsilon_{IC_i})$ | | | | 3.63** (1.83) | | 3.58* (2.00) |

Standard errors are in parentheses. In the second step, we calculate standard errors by bootstrapping. *, **, *** indicate significantly different from 0 at the 10%, 5% and 1% level

Turning now to the estimation of the discrete effect of being a worker on the time devoted to care (Table 7), results also appear consistent with the microeconomic model proposed : on average, participation in the labour market increases time devoted to care by one hour and 29 minutes per week among women and by 34 minutes per week among men.

Table 7. Discrete effect of the worker status

| | |
|--|------|
| men | |
| (1) mean of $\hat{E}_i(IC_i/y_{W_i} = 1, y_{IC_i} = 1, W_i = 0)$ | 6.48 |
| (2) mean of $\hat{E}_i(IC_i/y_{W_i} = 0, y_{IC_i} = 1)$ | 5.91 |
| (1)-(2) mean of $\widehat{\Delta W}_i$ | 0.57 |
| women | |
| (1) mean of $\hat{E}_i(IC_i/y_{W_i} = 1, y_{IC_i} = 1, W_i = 0)$ | 9.96 |
| (2) mean of $\hat{E}_i(IC_i/y_{W_i} = 0, y_{IC_i} = 1)$ | 8.48 |
| (1)-(2) mean of $\widehat{\Delta W}_i$ | 1.48 |

The overall effect can ultimately be summarised as follows : among the women caregivers who work less than nine hours and 25 minutes per week, the labour supply has a positive effect on the time they devote to providing care to an elderly parent ; the positive discrete effect of being a worker is indeed higher than the negative continuous effect of time spent working. On the contrary, the labour supply reduces working time for female caregivers who work more than nine hours and 25 minutes hours per week because in this case, the positive effect of being a worker is totally offset

by the negative impact of working time. Among men, the effect of the labour supply is positive for those working less than seven hours and eight minutes per week and negative for those working more.

3.8 Conclusion

This chapter examines the trade-off between paid work and parental care among individuals aged 50 to 65, that is, individuals who have a key role in informal care for the disabled elderly but who are also encouraged to participate in the labour market. Our empirical approach presents some limitations. First, some potentially important variables are missing from the data, such as the use of formal care, the parent's disability level or the parent's place of residence. In particular, some individuals in the data set may have a parent living in a nursing home. Second, we excluded from the analysis individuals co-residing with their elderly parent because of a lack of information concerning their caregiving behaviour. Further research might consist of estimating labour and care behaviours simultaneously with the intergenerational household formation. Moreover, we only focus the analysis on working time. Further research should also consider the effect of the care provision on other labour outcomes, such as the necessity to obtain more flexible working hours, a reduction in career prospects or the necessity to take some time off.

Nevertheless, our empirical analysis puts forward a time allocation process that is not as simple as the allocation suggested by a standard microeconomic framework. Even if our findings suggest a negative impact of care on work, confirming from this point of view the results of previous studies, we find that an exogenous increase in the labour supply is associated on average with a slightly increase in the propensity to provide care. Our main contribution is to explain this result by distinguish the effect of the worker status from the effect of working time. Specifically, we find that the effect of paid work on time devoted to care may be decomposed into (i) a discrete positive effect of labour market participation on the propensity to provide care, and (ii) a continuous negative effect, with each hour worked reducing time devoted to parental care.

"But for my morale, it was better to work, it helped me. The work helps too! But it was heavy!" (from Le Bihan and Martin, 2006). This declaration from a daughter providing care to

her elderly mother perfectly illustrates the duality of the effect of labour market participation on care provision we identify. On the one hand, working tends to reduce the burden associated with providing care, but on the other hand, performing both activities can be "heavy" and require some sacrifices. Our model does not allow for identifying which of the protection effect, respite effect or productivity effect come into play. However, the protection effect appears more relevant to explaining the gender difference we observe. In particular, the positive effect of the worker status appears higher for women than for men. The results of Chapter 2 suggest that economic considerations might counteract the duty to provide informal care. If this interpretation is true, the protection effect of employment might be more relevant for women, as women are a population who may feel a higher responsibility to provide care.

Appendix A : Illustration of the incompleteness

Let us consider first a case where *Model A* predicts a single equilibrium. Suppose, for example, a daughter for whom $x_W\beta_W + u_W = x_{IC}\beta_{IC} + u_{IC} = 20$ and $\alpha_W = \alpha_{IC} = -1/2$ (*Example 1*). The optimal allocation for such daughter is then defined by the following first-order condition :

$$W_i^{opt} = \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{with} \quad \begin{cases} W_i^* = 20 - \frac{1}{2} \cdot IC_i \\ IC_i^* = 20 - \frac{1}{2} \cdot W_i \end{cases}$$

The first equation ($W_i^* = 20 - 1/2 \cdot IC_i$) is represented by the red curve in Figure 2 (pp. 128). If the daughter does not provide support to her parent, she decides to work 20 hours per week, but if she provides support to her parent, each caregiving hour reduces her working time by one half-hour per week. Beyond 40 hours of support per week, her reservation wage becomes higher than her real wage, and she then prefers not to work. Correspondingly, the second equation ($IC_i^* = 20 - 1/2 \cdot W_i$) is represented by the blue curve. The preferences of the daughter are such that she prefers to provide 20 hours of care per week if she does not work, whereas each hour worked encourages her to reduce her assistance by one half-hour per week. Beyond 40 hours worked per week, she no longer wishes to provide care because her opportunity cost becomes too high. In such a situation, the equilibrium is represented by the point (W^{opt}, IC^{opt}) .

In *Example 1*, the model is complete because it allows for predicting a unique equilibrium. However, the nonlinearity of the relationship between W and IC can lead to situations in which the model is unable to predict the allocation chosen by the individual. To illustrate this kind of situation, let us consider a daughter who is characterised by the following first-order conditions (*Example 2*) :

$$W_i^{opt} = \begin{cases} W_i^* & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{and} \quad IC_i^{opt} = \begin{cases} IC_i^* & \text{if } IC_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{with} \quad \begin{cases} W_i^* = 40 - 2 \cdot IC_i \\ IC_i^* = 40 - 2 \cdot W_i \end{cases}$$

In this example, α_W and α_{IC} are both negative and do not respect the coherency condition. Figure A1 illustrates this situation. Unlike *Example 1*, where the model allows for defining a single equilibrium, the model predicts here three potential equilibria. The model is thus incomplete.

Figure A1. Example 2.

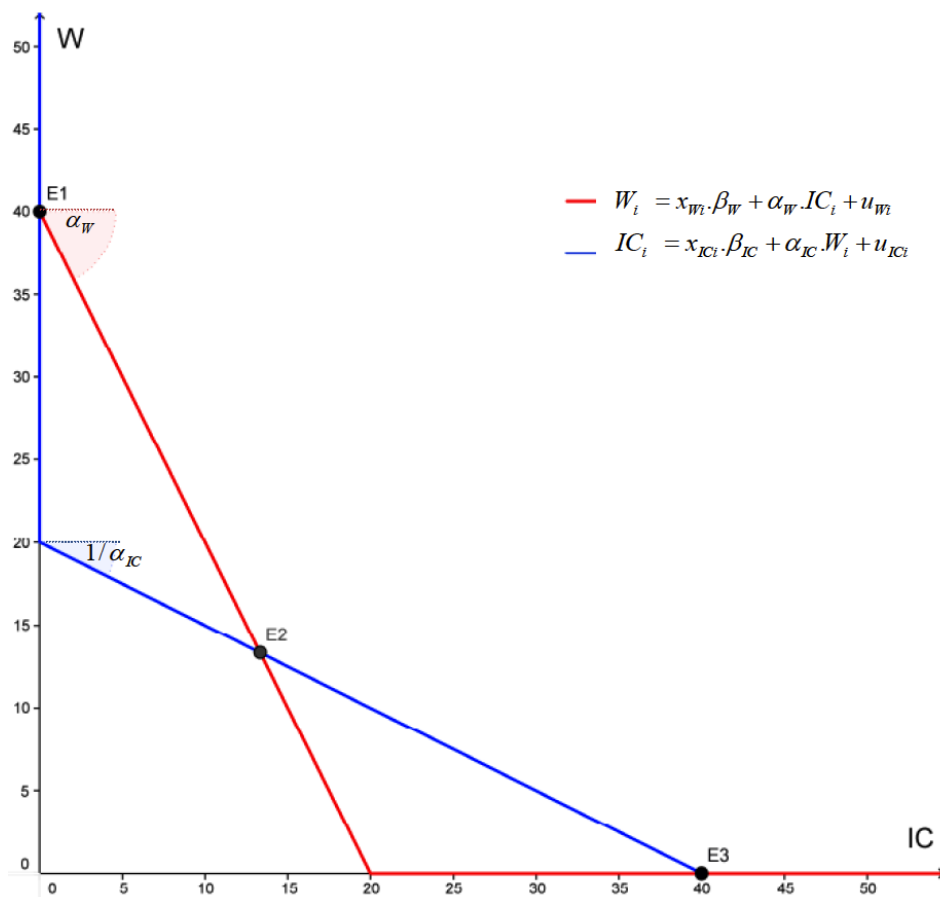
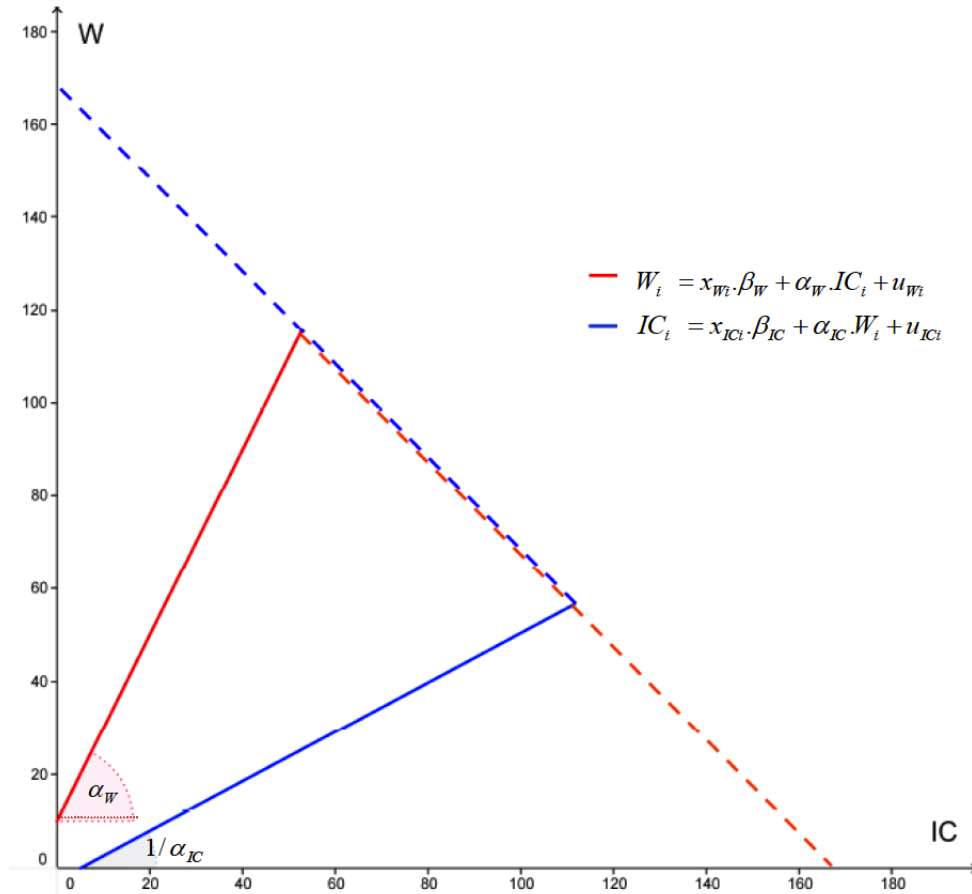


Figure A2 also illustrates a case where the model does not predict a single equilibrium. Here, α_W and α_{IC} are both positive and do not respect the coherency condition (*Example 3*). The time constraint leads here to multiple equilibria, each of which is characterised by leisure time equal to zero. Note that, without the time constraint, this situation would be characterised by no equilibrium.

Figure A2. Example 3



Appendix B : Estimation results of the Bivariate Tobit model with exclusion restrictions

Table B1. Estimated coefficients from Bit-Tobit model (with exclusion restrictions)

| | | Not constraint model (n=4234) | | Model with $\alpha_{IC}=0$ (n=4234) | | Model with $\alpha_W=0$ (n=4234) | |
|---|-----------------------|-------------------------------------|---------------------|---|--------------------|--|---------------------|
| | | (1) W* | (2) IC* | (3) W* | (4) IC* | (5) W* | (6) IC* |
| Constant | | 35.06*** (2.70) | -20.27*** (2.59) | 33.15*** (3.02) | 1.66 (1.75) | 26.47*** (3.61) | -11.79*** (2.07) |
| Country dummies | | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Child characteristics | | | | | | | |
| Gender | Man | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Woman | -17.92*** (1.10) | 11.70*** (0.85) | -17.45*** (1.04) | 4.21*** (0.50) | -18.24*** (1.00) | 8.36*** (0.65) |
| Age | Age-50 | -1.31*** (0.48) | 0.44 (0.28) | -1.10** (0.45) | -0.56*** (0.20) | -1.13** (0.44) | 0.26 (0.22) |
| | (Age-50) ² | -0.30*** (0.04) | 0.04** (0.02) | -0.30*** (0.04) | 0.03** (0.01) | -0.28*** (0.04) | 0.03* (0.02) |
| | | | | | | | |
| Education level | | | | | | | |
| Pre-primary or primary educ. | | -4.34** (1.92) | - | -4.82*** (1.88) | -0.71 (0.87) | -4.20** (1.67) | - |
| | Lower secondary educ. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Upper secondary educ. | 4.45*** (1.61) | -1.67* (0.87) | 4.43*** (1.52) | -0.18 (0.72) | 4.08*** (1.45) | -0.95 (0.66) |
| | Post secondary educ. | 13.29*** (1.65) | -1.96** (0.95) | 13.35*** (1.56) | 2.07*** (0.76) | 11.86*** (1.51) | -0.91 (0.77) |
| Healt status | | | | | | | |
| | "Poor" | -33.27*** (3.10) | - | -29.64*** (2.91) | -5.31*** (1.28) | -29.61*** (2.75) | - |
| | "Fair" | -9.99*** (1.53) | - | -9.46*** (1.50) | -1.86*** (0.71) | -8.12*** (1.33) | - |
| | "Good" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Very good" | 1.89 (1.29) | - | 2.16* (1.29) | 0.30 (0.63) | 1.78 (1.11) | - |
| | "Excellent" | 2.17 (1.72) | -2.04** (1.04) | 3.04* (1.60) | -0.61 (0.80) | 2.64* (1.58) | -1.39* (0.79) |
| | | | | | | | |
| Marital status | | | | | | | |
| | Not married | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Married | -2.98** (1.25) | - | -3.96*** (1.27) | -0.32 (0.61) | -2.77*** (1.11) | - |
| Number of children | | | | | | | |
| 0 | | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -1.20 (1.37) | - | -0.84 (1.08) | 2.35 (2.21) | -1.22 (1.12) |
| | 2 | - | -1.98** (1.20) | - | -1.50 (0.95) | 2.02 (1.95) | -1.77* (0.98) |
| Log of the monthly non labour income | | -1.68*** (0.21) | 0.74*** (0.13) | -1.66*** (0.19) | 0.17* (0.09) | -1.54*** (0.19) | 0.52*** (0.10) |
| Siblings characteristics | | | | | | | |
| Number of sisters | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -1.20 (0.75) | - | -1.01* (0.57) | 1.20 (1.19) | -1.13* (0.61) |
| | 2 or more | - | -2.84*** (0.82) | - | -2.30*** (0.63) | 1.98 (1.27) | -2.37*** (0.66) |

Table B1. Continued

| | | Not constraint model (n=4234) | | Model with $\alpha_{IC}=0$ (n=4234) | | Model with $\alpha_W=0$ (n=4234) | |
|------------------------------------|--|-------------------------------------|---------------------|---|---------------------|--|---------------------|
| | | (1) W* | (2) IC* | (3) W* | (4) IC* | (5) W* | (6) IC* |
| Number of brothers | | | | | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -0.98 (0.75) | - | -1.15** (0.57) | 0.99 (1.19) | -1.01* (0.61) |
| | 2 or more | - | -2.08*** (0.81) | - | -2.06*** (0.62) | -0.60 (1.26) | -1.56** (0.65) |
| Eldest child | | | | | | | |
| | No | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Yes | - | 0.86 (0.70) | - | 0.76 (0.53) | 0.58 (1.10) | 0.67 (0.56) |
| Parent characteristics | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | |
| | Woman | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Man | - | -2.63*** (0.96) | - | -1.99*** (0.74) | -1.09 (1.43) | -1.80** (0.77) |
| Age | | | | | | | |
| | Age-75 | - | 0.51*** (0.07) | - | 0.38*** (0.06) | 0.00 (0.11) | 0.36*** (0.06) |
| Health status | | | | | | | |
| | "Poor" | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | "Fair" | - | -3.03*** (0.84) | - | -2.55*** (0.64) | 1.19 (2.53) | -2.44*** (0.68) |
| | "Good" | - | -6.24*** (0.91) | - | -5.19*** (0.69) | 4.46*** (1.45) | -5.43*** (0.73) |
| | "Very good" | - | -9.11*** (1.34) | - | -7.12*** (1.02) | 2.96 (1.99) | -7.23*** (1.06) |
| | "Excellent" | - | -7.11*** (1.66) | - | -5.49*** (1.27) | 1.19 (2.53) | -5.43*** (1.33) |
| Geographical proximity | | | | | | | |
| | Same building | - | 1.91 (1.58) | - | 1.74 (1.19) | -1.49 (2.76) | 1.85 (1.29) |
| | Less than 1km away | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| | Between 1 and 5 km away | - | -5.23*** (1.00) | - | -3.74*** (0.76) | 0.18 (1.68) | -3.89*** (0.81) |
| | Between 5 and 25 km away | - | -7.66*** (1.01) | - | -5.99*** (0.76) | 1.73 (1.65) | -6.00*** (0.81) |
| | Between 25 and 100 km away | - | -11.15*** (1.17) | - | -8.56*** (0.87) | 2.61 (1.81) | -8.49*** (0.92) |
| | Between 100 and 500 km away | - | -12.97*** (1.32) | - | -10.25*** (0.99) | 2.84 (1.94) | -9.95*** (1.03) |
| | More than 500 km away | - | -18.55*** (2.54) | - | -14.81*** (1.93) | 3.37 (3.13) | -14.05*** (1.93) |
| | More than 500 km away in another coutry | - | -22.43*** (2.56) | - | -17.09*** (1.91) | 1.85 (2.73) | -16.61*** (1.92) |
| Interactions between work and care | | | | | | | |
| | Hours of care (IC) | -1.99*** (0.16) | | -0.98*** (0.18) | | | |
| | Hous of work (W) | | 0.64*** (0.04) | | | | 0.43*** (0.04) |
| ρ | | -0.52*** (0.04) | | 0.15*** (0.04) | | -0.64*** (0.04) | |

Standard errors are in parentheses. *, **, *** indicate significantly different from 0 at the 10%, 5% and 1% level

Appendix C : Estimation results of the Nelson-Olson model

Table C1. Estimated coefficients of the model NO
(second step)

| | | (1) w* | (2) IC* |
|--------------------------------------|------------------------------|---------------------|--------------------|
| Constant | | 31.78*** (2.74) | -3.41* (1.80) |
| Country dummies | | Yes | Yes |
| Child characteristics | | | |
| Gender | | | |
| | Man | Ref. | Ref. |
| | Woman | -17.88*** (1.08) | 7.63*** (0.86) |
| Age | | | |
| | Age-50 | -1.05** (0.45) | -0.36* (0.20) |
| | (Age-50) ² | -0.31*** (0.04) | 0.09*** (0.02) |
| Education level | | | |
| | Pre-primary or primary educ. | -4.90*** (1.88) | - |
| | Lower secondary educ. | Ref. | Ref. |
| | Upper secondary educ. | 4.55*** (1.52) | -1.02 (0.67) |
| | Post secondary educ. | 13.57*** (1.56) | -0.35 (0.90) |
| Health status | | | |
| | "Poor" | -30.00*** (2.95) | - |
| | "Fair" | -9.35*** (1.50) | - |
| | "Good" | Ref. | Ref. |
| | "Very good" | 2.28* (1.29) | - |
| | "Excellent" | 3.10* (1.60) | -1.13 (0.77) |
| Marital status | | | |
| | Not married | Ref. | Ref. |
| | Married | -3.61*** (1.24) | - |
| Number of children | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -1.22 (1.07) |
| | 2 | - | -1.79* (0.93) |
| Log of the monthly non labour income | | -1.65*** (0.19) | 0.48*** (0.11) |
| Siblings characteristics | | | |
| Number of sisters | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -1.11* (0.58) |
| | 2 or more | - | -2.45*** (0.63) |

(continued)

Table C1. Continued

| | | (1) W* | (2) IC* |
|------------------------------------|---|-------------------|---------------------|
| Number of brothers | | | |
| | 0 | Ref. | Ref. |
| | 1 | - | -1.22** (0.58) |
| | 2 or more | - | -1.93*** (0.63) |
| Eldest child | | | |
| | No | Ref. | 0.75 |
| | Yes | - | (0.54) |
| Parent characteristics | | | |
| Gender | | | |
| | Woman | Ref. | Ref. |
| | Man | - | -1.85** (0.74) |
| Age | | | |
| | Age-75 | - | 0.38*** (0.06) |
| Health status | | | |
| | "Poor" | Ref. | Ref. |
| | "Fair" | - | -2.76*** (0.65) |
| | "Good" | - | -5.76*** (0.72) |
| | "Very good" | - | -7.63*** (1.04) |
| | "Excellent" | - | -5.74*** (1.28) |
| Geographical proximity | | | |
| | Same building | - | 1.93 (1.20) |
| | Less than 1km away | Ref. | Ref. |
| | Between 1 and 5 km away | - | -3.86*** (0.76) |
| | Between 5 and 25 km away | - | -6.34*** (0.77) |
| | Between 25 and 100 km away | - | -8.98*** (0.88) |
| | Between 100 and 500 km away | - | -10.71*** (1.00) |
| | More than 500 km away | - | -15.31*** (1.93) |
| | More than 500 km away in another country | - | -17.63*** (1.93) |
| Interactions between work and care | | | |
| | Hours of care latent (\widehat{IC}) | -0.19** (0.09) | |
| | Hours of work latent (\widehat{W}) | | 0.18*** (0.04) |
| ρ | | -0.04* | (0.02) |

Standard errors are in parentheses. *, **, *** indicate significantly different from 0 at the 10%, 5% and 1% level, respectively

Appendix D : Evidence of the non significance of the excluded instruments in the second step of the selection model

Table D1. Estimation results when the exclusion restrictions are relaxed

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| *Working equation | | | | | | | | |
| Age | | | | | | | | |
| Age-50 | – | -0.53 (0.30) | – | – | – | – | – | – |
| (Age-50) ² | – | 0.00 (0.95) | – | – | – | – | – | – |
| Log of the monthly non labour income | – | – | -0.16 (0.48) | – | – | – | – | – |
| *Caregiving equation | | | | | | | | |
| Child characteristics | | | | | | | | |
| Age | | | | | | | | |
| Age-50 | – | – | – | -0.21 (0.37) | – | – | – | – |
| (Age-50) ² | – | – | – | 0.01 (0.64) | – | – | – | – |
| Education level | | | | | | | | |
| Pre-primary or primary educ. | – | – | – | – | 1.44 (0.42) | – | – | – |
| Lower secondary educ. | – | – | – | – | Ref. | – | – | – |
| Upper secondary educ. | – | – | – | – | -0.42 (0.58) | – | – | – |
| Post secondary educ. | – | – | – | – | -0.87 (0.43) | – | – | – |
| Log of the monthly non labour income | – | – | – | – | – | 0.05 (0.57) | – | – |
| Marital status | | | | | | | | |
| Not married | – | – | – | – | – | – | Ref. | – |
| Married | – | – | – | – | – | – | -0.09 (0.88) | – |
| Parent characteristics | | | | | | | | |
| Gender | | | | | | | | |
| Woman | – | – | – | – | – | – | – | Ref. |
| Man | – | – | – | – | – | – | – | 1.15 (0.37) |
| Hous of work (W) | -0.14 (0.52) | -0.11 (0.21) | -0.13 (0.52) | -0.10 (0.63) | -0.10 (0.70) | -0.14 (0.48) | -0.15 (0.53) | -0.26 (0.27) |

P-values are in parentheses

Chapitre 4

How do public subsidies for formal care affect the care provision for disabled elderly people ?

Résumé

Ce chapitre s'intéresse à la manière dont la famille ajuste sa production de prise en charge lorsqu'elle bénéficie par ailleurs d'une aide professionnelle financée par la collectivité. Cette question est ici étudiée dans le cas français à partir des données de l'enquête HSM. Nous proposons une comparaison statistique de l'aide reçue par la population des bénéficiaires de l'APA avec l'aide reçue par une population témoin de non bénéficiaires de l'APA, cette dernière sous-population étant construite par une méthode d'appariement. Nos résultats confirment ceux obtenus précédemment en France et dans les autres pays où la question a été étudiée : les financements publics permettant de recourir à des aidants professionnels ne se traduisent pas par un net désengagement de la famille dans la prise en charge. Nos résultats nuancent cependant ce constat général puisque l'on observe dans certaines situations une diminution de l'aide familiale. Tout d'abord, les individus cohabitants avec les bénéficiaires apparaissent comme une source d'aide alternative à celle apportée par les professionnels financés par l'APA. Ceci est d'autant plus vrai que le niveau de dépendance du bénéficiaire est faible et nécessite donc une prise en charge pouvant être supportée uniquement par des cohabitants ou uniquement par des professionnels. L'implication des individus non cohabitants apparaît en revanche insensible au recours à l'APA, sauf dans le cas où ils interviennent dans la prise en charge d'une personne très dépendant ne pouvant pas compter sur l'aide de cohabitants. Dans cette situation, le temps d'aide qu'ils apportent s'ajuste en partie en fonction de l'intervention de professionnels financés par l'intermédiaire de l'APA. Par ailleurs, et d'une manière générale, l'intervention de professionnels financés par l'APA induirait un redéploiement de l'aide familiale, la moindre implication dans certaines activités étant compensée par une implication accrue dans d'autres.

Abstract

This chapter aims to address the question of whether public support for the use of professional home care leads to a decline in family support. The potential crowding out effect is investigated in the French context to assess how the receipt of the APA changes the care received by disabled elderly. We outline a statistical comparison of the APA recipient population from the APA non-recipient population with respect to the care they received. We control observed heterogeneity between the two sub-populations by using the matched sampling method. Our results suggest that the use of publicly funded formal care does not result in a massive withdrawal of family despite a slight decrease in informal care. This finding is consistent with previous literature in France but also in each country where this question has been addressed. We found however that the degree of substitution between public and family support is sensitive to the presence of co-residents and elderly needs. From this point of view, the involvement of co-residents appears to be strongly associated with the use of publicly funded formal care, particularly when the elderly needs are low, meaning that they potentially can be supported solely by informal care or solely by formal care. In this case, informal care from co-residents appears as a clear alternative to the use of formal care. On the contrary, care from non-co-residents does not represent a substitute for the use of publicly funded formal care, except when non-co-residents provide care to highly disabled elderly who cannot count on the care from co-residents. The analysis also highlights that informal caregivers tend to offset their withdrawal from some care activities by increasing the amount of care they provide in other care activities.

4.1 Introduction

With the population ageing, a growing number of individuals need assistance to perform activities of daily living. In light of this observation, one of the main objectives of European policymakers is to maintain disabled elderly people in the community for as long as possible. The implementation of this objective raises the issue of how the responsibilities related to elder care are shared between family and the state. In many countries, family is the main provider of care for disabled elderly people. Existing surveys consistently estimate that informal care represents at least 80% of the total care (in volume) received by disabled elderly people (OCDE, 2005). However, informal provision of care may lead to adverse private and social effects. One of these adverse effects is a reduction in the labour supply (see Chapter 3). Another is a possible decline in the caregiver's health. Previous literature suggests that providing care increases symptoms of depression and the incidence of heart conditions (Coe and Van Houtven, 2009).

Policymakers have a strong interest in participating in the provision of care, both to reduce the risk of institutionalisation induced by an eventual rupture of the informal care arrangement and to alleviate the burden on informal caregivers. One possibility is to provide publicly funded formal care. In France in 2002, the government introduced the personalised autonomy allowance (allocation personnalisée d'autonomie, or APA) to encourage the use of professional home care workers. In 2009, approximately 1,100,000 disabled elderly people benefited from the public allowance (Debout and Lo, 2009).

The aim of this chapter is to analyse how the use of the APA impacts the care received by disabled elderly people living at home. In particular, we examine whether publicly funded formal care substitutes for informal care. This issue refers to the well-known “crowding-out effect”, which involves the substitution of public transfers for private ones. In the context of the care provided to the disabled elderly, the crowding-out effect is not necessarily an unwanted consequence from the policymaker's perspective if the allowance aims to alleviate the burden of informal caregivers. However, if the purpose of the public allowance is to complement the pre-existing family support by public support and increase the total care provided, a crowding-out effect would dilute the efficacy of the public policy.

We use data from the *Handicap-Santé Ménage* (HSM) survey to assess the effect of APA receipt

on the care received by beneficiaries. Our methodological approach consists of comparing the APA recipient population with the non-APA recipient population with respect to the care they received from both formal and informal caregivers. We control observed heterogeneity between the two sub-populations by using the propensity score matching method. Consistent with the previous literature, we provide evidence that the use of publicly funded formal care is exogenous with regard to the provision of informal care, meaning that our results are not driven by the presence of unobserved heterogeneity.

The rest of the chapter is organised as follows : Section 4.2 reviews the previous literature ; Section 4.3 outlines some key features of the APA ; Section 4.4 presents the data used in the analysis ; Section 4.5 proposes an empirical analysis of the determinant of the recourse to the APA ; Section 4.6 provides the results ; and finally, Section 4.7 concludes.

4.2 Previous literature

To the best of our knowledge, only two studies investigate the effect of public support on the care received by disabled elderly people in France. The first study was conducted using data collected by the DREES only one year after the introduction of the APA. Based on a representative sample of 2,614 beneficiaries, Petite and Weber (2006) compare the care APA recipients received at the time of the survey to the care they received prior to benefiting from the APA. They conclude that family involvement in care is stable. Moreover, in families where the provision of care is impacted by the receipt of the APA, Petite and Weber observe that household chores are the main care activities that are delegated by informal caregivers to formal caregivers. However, the method used may have underestimated the true effect of receiving the APA on informal provision for at least two reasons. First, the data related to the care that the beneficiaries received prior to the receipt of the APA are retrospective. The authors suggest that the respondents may have underestimated the change in informal care induced receiving the APA and thus assimilated the care they received before benefiting from the APA into the care they received afterwards. The respondents may also have been embarrassed to acknowledge that their family provides less care than they did earlier. Second, if elderly people's needs increase with time, identifying the effect of the treatment (i.e., the receipt of the APA) through a simple comparison of the care provided

by family before and after treatment probably leads to an underestimate of the true treatment effect. We can indeed assume that the care they received before benefiting from the APA (when they were probably less dependent) underestimates the care they would receive today if they were not APA beneficiaries. Using different data and a different empirical approach, Rapp *et al.* (2011) study whether benefiting from the allowance is associated both with greater use of formal care and with less informal care as a proportion of total care. Their analysis focuses on people with Alzheimer's disease and is based on a cross-sectional sample of 1,131 French elderly patients. The results suggest that receiving the APA is associated both with an increase in the total number of care hours and with a significant (13%) decrease in the proportion of total care consisting of informal care. Informal care still represents more than 80% of the total care use among those who benefit from the allowance. However, these results are related to a specific population suffering from Alzheimer's disease, and their needs are probably not representative of the overall APA recipients. Furthermore, the patients were required to have a primary informal caregiver to participate in the survey. Therefore, it was not possible to assess how receiving the APA affected the likelihood of receiving informal care. Finally, the survey only examined the informal care provided by the primary informal caregiver, and 29% of APA recipients receive care from several informal caregivers (Petite and Weber, 2006).

Outside of France, several studies deal with the effect of public support on informal care. However, this literature also provides mixed results. Christianson (1988) and Pezzin *et al.* (1996) both examine data from the Channelling experiment, an assessment of public financing for home care that took place in the US during the 1980s. Christianson (1988) finds that an increase in the provision of formal care is not associated with a significant decline in informal care. In particular, the author finds that primary caregivers maintain their total level of involvement in the presence of formal services, but tend to concentrate their involvement in certain areas. Using the same data but modelling living and care arrangements together, Pezzin *et al.* (1996) find that increased use of publicly funded formal care leads to a slight decrease in the provision of informal care. In another US study, Ettner (1994) assesses whether Medicaid home care benefits affect the probability of entering a nursing home and the use of formal and informal home care. Using data from the National Long-Term Care Survey, the author finds evidence that home care subsidies reduce the rate of nursing home entry. Among disabled elderly people living in the community, moreover, Ettner identifies a substitution between informal care and formal non-medical care. Using data

from the National Population Health Survey and General Social Survey in Canada, Stabile *et al.* (2006) examine whether differences in the availability of publicly funded home care between provinces is associated with differences in individual utilisation of formal and informal care and with self-reported health status. Their results suggest that increased availability of publicly financed home care is associated with an increase in its utilisation, a decline in the provision of informal care and an improvement in self-reported health status. Using data from urban populations in Norway, England, Germany, Spain and Israel, Motel-Klingebiel *et al.* (2005) observe that the total volume of care received by elderly people from both formal and informal caregivers is greater in countries with a strong infrastructure of formal services. Moreover, they do not find evidence of a substantial “crowding-out effect” on family care due to publicly funded formal care. By contrast, Viitanen (2007) uses data from the European Community Household Panel (1994-2001) and finds that increased long-term care expenditures are associated with a decline in the informal care provided by non-co-residents.

As mentioned by Bonsang (2009), the recent literature addresses the issue of reverse causality by examining how the provision of informal care affects the use of formal care after controlling for endogeneity. From this point of view, studies usually find that informal care is a substitute for formal care. Van Houtven and Norton (2004) estimate the effect of providing informal care on Medicare expenditures in the US. Using data from the Asset and Health Dynamics Among the Oldest-Old Panel Survey and the Standard Analytic Files of Medicare Claims expenditures, they find that informal care provided by children reduces the Medicare expenditures related to long-term care, especially among recipients who are married. However, the results also show that the decrease in Medicare expenditures on long-term care is relatively small (only \$2.42 per hour of informal care). Using data from SHARE (Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe), Bolin *et al.* (2008) and Bonsang (2009) also find that informal care is a substitute for formal home care. However, Bonsang (2009) finds that the relationship between formal and informal care varies according to the needs of the elderly. In particular, the substitution appears to only be significant for elderly people suffering from heavy disability.

Holly *et al.* (2010) have recently compared the relationship between formal and informal care in the US and in Europe. Using data from the Health and Retirement Study (for the US) and SHARE (for Europe), they develop a simultaneous equation model that allows them to jointly

estimate both the direct effect of informal care provided by children on formal care and (vice versa) the direct effect of formal care on informal care provided by children. They first observe that the substitution effects are larger in the US than in Europe. They also find that in Europe, children tend to consider the amount of formal care received by their elderly parent before making their caregiving choices, while in the US, elderly parents seek formal care when the informal care received from their children does not cover their needs.

Overall, the main conclusion we can draw from this literature review is that we do not observe a strong crowding-out effect from publicly funded formal care on the provision of informal care, regardless of the country in question. In fact, all the studies that find that public support displaces informal care also find that this substitution is actually modest. However, recent studies that address the reversal causality (i.e., the effect of the provision of informal care on the use of professional home care services) find evidence that the interaction between informal and formal care is sensitive to certain characteristics of the elderly, such as the disability level and the family configuration. We propose to extend the existing literature by using recent French data from the HSM survey. The HSM survey is one of the richest sources of data on the informal and formal care received by the disabled elderly in France. Unlike the data used by Rapp *et al.* (2011), it allows us to address the effect of the APA on a representative sample of public support beneficiaries and on total informal care and not on the care provided by the primary caregivers only. Our empirical method is based on a statistical comparison of the care received by the APA recipients with the care received by a control group of non-APA recipients. We use the matched sampling method proposed by Rosembaum and Rubin (1985), which allows us to produce a control group of non-APA recipients that is similar to the group of APA recipients with respect to the distribution of observed covariates. Following recent results from Van Houtven and Norton (2008) and Bonsang (2009), moreover, our empirical analysis proposes to identify the effect of publicly funded formal care on informal care according to two criteria : (i) the disability level and (ii) the household configurations of the elderly individuals. Before presenting our empirical approach, the next section outlines the public allowance system in France (i.e., the APA).

4.3 The personalised autonomy allowance (APA)

The personalised autonomy allowance (*allocation personnalisée d'autonomie*, or APA) is a form of public financial support that was introduced on January 1, 2002. The APA is intended for individuals over 60 years old who need assistance to perform activities of daily living (ADLs). In late 2002, more than 600,000 individuals benefited from the APA, which is four times greater than the number of recipients of the specific benefit for dependency (*prestation spécifique dépendance*, or PSD) at the end of 2001 (before the APA originated). In contrast to the APA, the PSD was restricted to highly disabled individuals and was recoverable from the estate of the recipient (Rosso-Debord, 2010).

In 2009, APA-related expenditures amounted to 5.1 billion Euros. Up to 70% of these expenditures (3.6 billion Euros) were financed by the department, which is the administrative subdivision in charge of providing the APA. The remaining 30% (1.5 billion Euros) came from the National Solidarity Fund for Autonomy (*Caisse nationale de solidarité pour l'autonomie*, or CNSA). Overall, APA-related expenditures represented 23% of the public financial support for disabled elderly individuals, which was estimated to be 21.6 billion Euros in 2009 (1.1% of the French GDP)¹ (Rosso-Debord, 2010).

4.3.1 Allocation procedure

A request for the APA is made to the general council of a department. Qualitative interviews of 40 recipients of the APA and related home-help services in 2004 (Campéon and Le Bihan, 2006) showed that, in most cases, the request followed a health problem or reflected the difficulties faced by family members dealing with a gradual deterioration in the health of a dependent elderly person. In some cases, the applications resulted from a change in family structure, such as the death of a caregiver spouse or the removal of a caregiver child.

¹In addition to the 3.6 billion Euros dedicated to the APA, this value also includes the social assistance for housing (*l'aide sociale à l'hébergement*, or ASH), which is valued at 1.1 billion Euros. The departments support nearly 22% of the overall national effort (Rosso-Debord, 2010). The main source of funding comes from the Disease branch of Social Security (*Caisse Nationale d'Assurance Maladie*, or CNAM), which dedicates up to 11 billion Euros to providing assistance to dependent elderly individuals. This figure represents half of the public expenditures related to dependent elderly individuals.

Evaluation of the applicant's GIR

After an application is received, a social medical team² (*équipe medico-sociale*, or EMS) conducts an initial assessment of the disability level of the applicant based on the Gerontological Independence Iso-Resource Group (*Autonomie Gérontologie Groupes Iso-Ressources*, or AGGIR) classification³. The AGGIR classification is composed of 6 iso-resource groups (*groupes iso-ressources*, or GIRs), from GIR 1 (the highest disability level) to GIR 6 (the lowest disability level). This assessment determines the applicant's eligibility for the APA (only GIRs 1 to 4 are eligible) and the maximum monthly amount of public financial support. On April 1, 2010, the maximum monthly amounts were set at 1,235.65 Euros for GIR 1, 1,059.13 Euros for GIR 2, 794.35 Euros for GIR 3 and 529.56 Euros for GIR 4.

Definition of the Care Plan

If the individual is classified between GIR 1 and GIR 4, the EMS formulates a personalised "Care Plan" that reflects the needs of the applicant. Over 90% of recipients use the public allowance for financing professional services, such as home help, personal care (e.g., bathing and dressing) or home surveillance. The allowance can also be used to remunerate an informal caregiver (other than the recipient's partner) or to finance assistive technologies and home accessibility modifications. The definition of the Care Plan varies according to the EMS and the findings from the visit to the applicant (Campéon and Le Bihan, 2006). Sometimes, the Care Plan is formulated by the EMS without specific negotiations with the applicant and his or her family. In other cases, the Care Plan is adjusted to accommodate the wishes of the applicant and his or her family (refer to Campéon and Le Bihan (2006) for illustrations). Sometimes, the EMS builds the Care Plan in direct consultation with the professionals who will be involved in providing the care. In addition, a home care worker who already provides care to the applicant can, in some situations, intervene in the definition of the Care Plan and generally become the professional caregiver covered by the APA. In these situations, the APA can help formalise the assistance provided by the elderly person's previous caregiver. Moreover, some EMS members contact the home-assistance services to directly discuss the Care Plan and its implementation.

²The EMS composition varies from one department to another, but generally includes a healthcare professional (i.e., a doctor or nurse) and a social worker (Bellanger and Le Bihan, 2003).

³Cf. Appendix A for a description of the AGGIR classification.

The choice of home care worker(s)

Parallel to the formulation of the Care Plan, the EMS works with the applicant to determine the type of home care worker he or she will use (Bellanger and Le Bihan, 2003). Using a service-provider structure appears to be a priority in the majority of departments, but a desire to continue with pre-existing care arrangements or a lack of service providers can lead to the use of a mandatory structure or “over-the-counter” professional caregivers⁴. In some situations, particularly in rural areas, the supply may be limited and severely restrict the choice of the care structure. In other situations, the applicant may already use a home care worker (generally “over-the-counter”) before the APA application. Although the majority of the departments encourage the use of service providers, the EMS can accommodate the desire of an elderly person to continue with the same care provider (Campéon and Le Bihan, 2006).

The monetary valuation of the Care Plan

After defining the scope of the Care Plan, the next step involves placing a monetary value on it. As the price of one formal care hour varies depending on the type of professional involved, the monetary valuation of the Care Plan depends on the types of professionals used, as specified by law : *"Regardless of the degree of autonomy of the APA recipient, the amount is modulated under the conditions set by regulatory means, according to the experience and skill level of the third person or the home-help service needed"* (Article L.232-6 of Act 2001-647 of the code of social action and families). Bellanger and Le Bihan (2003) highlight a different application of this article, depending on the department⁵. In one of the departments studied, the type of professional does not affect the Care Plan in terms of volume of care, but it does affect its value and therefore the amount of the APA, in a direct application of Article L.232-6. In another department, the type of service used directly influences the number of care hours allocated. For example, the use of a less-expensive mandatory service means that the volume of care may increase.

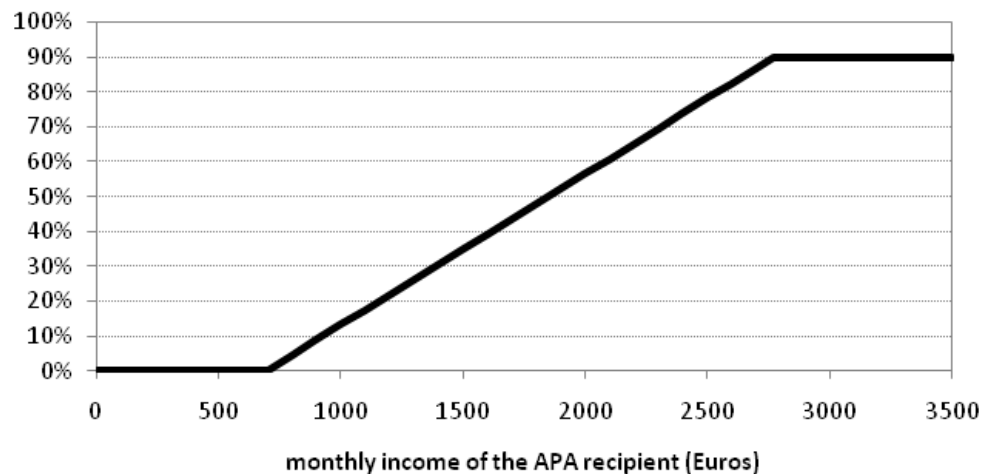
⁴In the context of the APA, we traditionally distinguish three types of formal care (Rivard, 2006). The first type consists of service provider chosen by the general councils; the service provider is the employer of the formal caregiver. The second is the mandatory service in which the care structure provides the beneficiary with a professional caregiver. In this case, the care recipient is the employer of the professional caregiver. By contrast, the care structure manages the administrative paperwork. The third type uses an "over-the-counter" professional, and no care structure is involved in the relationship between the person who needs care and the formal care provider.

⁵The practices identified by Bellanger and Le Bihan correspond to the ones implemented in the APA's first year of existence; however, these practices may have changed since 2002.

Calculation of the amount of the APA

The APA amount that the general council will pay to the recipient (or directly to the home support structure) every month is calculated on the basis of the Care Plan value. It corresponds to the amount of the Care Plan minus a possible participation fee that the beneficiary may need to pay. The participation or "out-of-pocket" fee is calculated based on the resources of the recipient (Figure 1). The out-of-pocket fee increases gradually from 0% (if the recipient's income is lower than 695 Euros per month) up to 90% (if the recipient's income exceeds 2,772 Euros).

Figure 1. The fraction of the Care Plan expenses paid by the APA recipient according to his/her monthly income



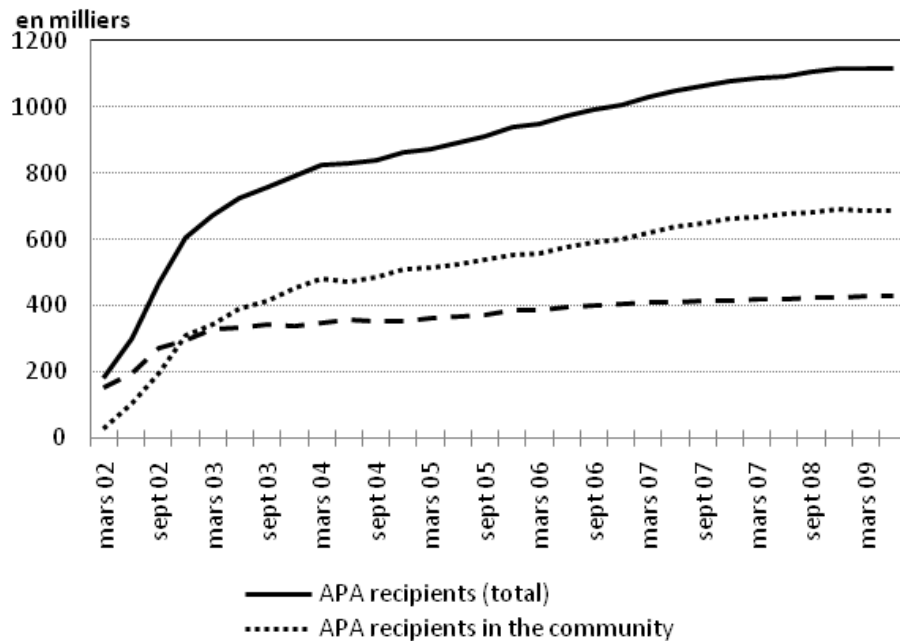
4.3.2 Number of recipients and amounts paid

Since the inception of the APA, the Department of Research, Studies, Evaluation and Statistics (*Direction de la recherche, des etudes, de l'évaluation et des statistiques*, or DREES) has collected information from general councils to evaluate the evolution of APA use. After nearly 10 years of existence, we use the data to measure the change in the number of APA recipients and the average APA amounts paid to the recipients.

The first year of APA implementation resulted in a much higher number of requests than was expected, probably due to the GIR 4 population being underestimated. Officials expected that

500,000 to 550,000 people would apply for the APA in the first two years of its implementation (Rosso-Debord, 2010). In late 2003, however, nearly 800,000 people had already benefited from the allowance (Figure 2). The growth rate in the number of recipients has gradually reduced since the implementation of the APA and now appears to be stabilising at the growth rate of the over-60 population (Figure 3). Within the population of individuals over 60 who live at home or in institutions, this corresponds to a rate of about 7.8%, which has remained unchanged since 2007. In late 2009, 1,117,000 individuals were beneficiaries of the APA, with 61% of these people living at home and 39% living in institutions (Debout and Lo, 2009).

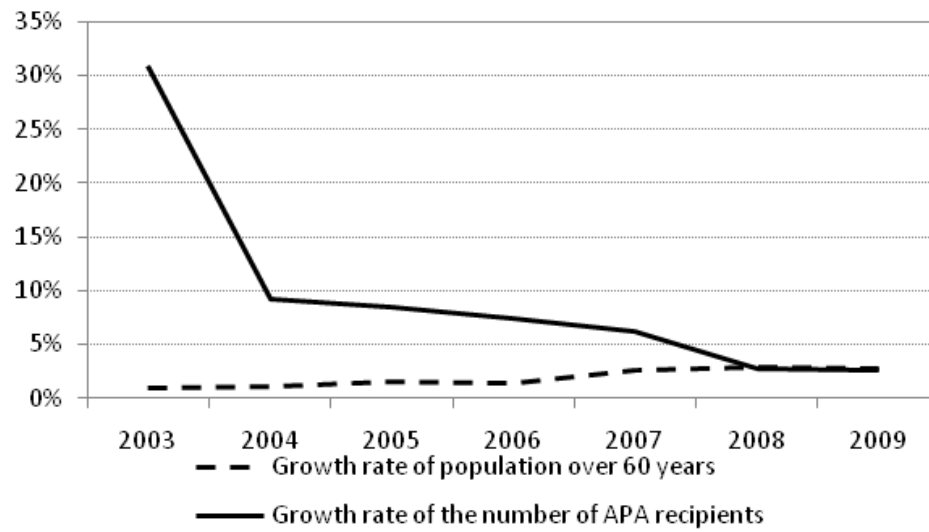
Figure 2. The number of APA recipients



Data : DREES, quarterly survey of general councils.

The number of APA recipients does, however, vary between departments. It ranges from 39 for every 1,000 inhabitants in the department of *Yvelines* to 127 for every 1,000 inhabitants in the department of *Corse du Sud*. After an initial period of strong heterogeneity between the departments, these disparities have lessened; however, they have remained relatively persistent since 2004 (Figure 4). Nearly 60% of the disparities between the departments can be explained by socio-demographic differences (Jeger 2005). The departmental disparities that remain after controlling for the socio-demographic characteristics of the population can be partially explained by political differences between the departments.

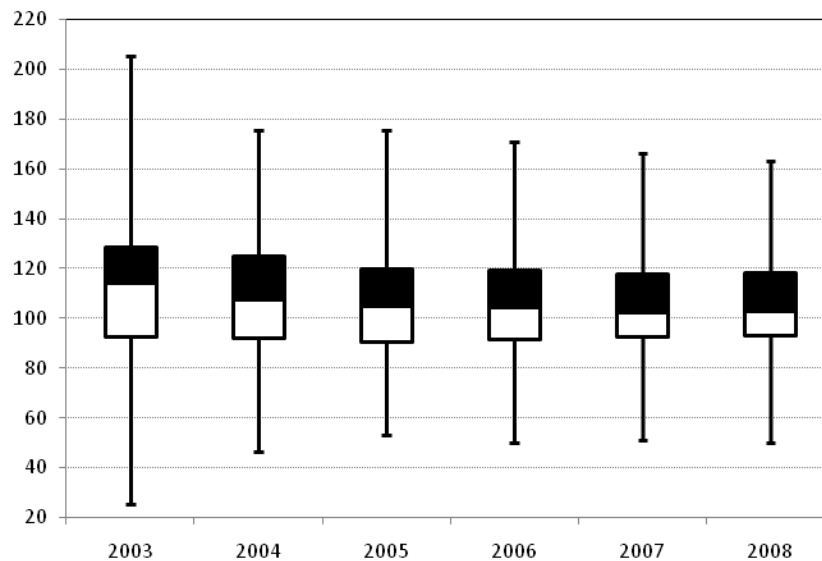
Figure 3. The growth rates of the number of APA recipients and the over-60 population



Data : DREES, quarterly survey of general councils and INSEE.

Figure 4. The distribution of departments according to the number of APA recipients over 60 per 1,000 inhabitants

(the national index for the current year is set to 100)



Data : DREES, quarterly survey of the general councils and INSEE

Interpretation : Taking the average national rate of APA recipients over 60 (per 1,000 inhabitants)

in 2003 as a reference, one-fourth of the French departments have a number of recipients (per 1,000 inhabitants over 60 years old) that is between 26 and 92, one-fourth are between 93 and 114, one-fourth are between 115 and 128 and one-fourth are between 129 and 205.

The majority of the APA recipients are slightly dependent according to the AGGIR classification. However, individuals living in nursing homes are characterised by a higher disability level compared to those living in the community (Table 1); nearly 60% of the recipients living in nursing homes are assessed as GIR 1 or 2 (the highest disability level), as compared to 20% of those living in the community.

Table 1. Distribution of APA recipients according to GIR on June 30, 2009 *

| | In the community | | Nursing home | | Total | |
|-------|---------------------|-------|---------------------|-------|---------------------|-------|
| | Number in thousands | % | Number in thousands | % | Number in thousands | % |
| GIR 1 | 18 | 2.6 | 70 | 16.2 | 88 | 7.9 |
| GIR 2 | 125 | 18.2 | 189 | 43.9 | 314 | 28.1 |
| GIR 3 | 149 | 21.7 | 68 | 15.8 | 217 | 19.4 |
| GIR 4 | 394 | 57.4 | 104 | 24.1 | 498 | 44.6 |
| Total | 686 | 100.0 | 431 | 100.0 | 1117 | 100.0 |

Data : DREES, quarterly survey of the general councils

*From Debout and Lo (2009)

On June 30, 2009, the average monthly value of the Care Plan was 494 Euros. The amount varied from 348 Euros for GIR 4 recipients to 1,009 Euros for GIR 1 recipients (Table 2). Three-quarters of the APA recipients pay an out-of-pocket fee, which averages 119 Euros. Although the out-of-pocket fee is solely dependent on the APA recipient's income, we observe that the number of individuals who effectively pay an out-of-pocket fee decreases with the disability level, which could be explained by a negative correlation between income and disability level. After deducting the out-of-pocket fee from the amount of the Care Plan, the average amount of the APA is 406 Euros. It varies from 288 Euros for slightly disabled APA recipients (GIR 4) to 830 Euros for the severely disabled elderly (GIR 1).

Table 2. Monthly amount of the APA according to the disability level of the recipient*
(June 30, 2009)

| | Amount of the Care Plan | Amount charged to general council | Amount charged to the recipient | Fraction of recipients paying an out-of-pocket (%) | Financial participation of recipients actually paying out-of-pocket |
|-------|-------------------------------|---|---------------------------------------|--|---|
| GIR 1 | 1009 | 830 | 179 | 70 | 257 |
| GIR 2 | 785 | 634 | 151 | 74 | 204 |
| GIR 3 | 585 | 481 | 104 | 74 | 141 |
| GIR 4 | 348 | 288 | 59 | 76 | 78 |
| Total | 494 | 406 | 88 | 75 | 119 |

Data : DREES, quarterly survey of the general councils

*From Debout and Lo (2009)

4.4 Data

To study the determinants of the use of the APA and associated effects on the care received by disabled elderly people living at home, we use data from the Handicap-Santé Ménage (HSM) survey. The HSM survey was conducted in France by the INSEE and DREES in 2008. In addition to the main information linked to the socio-demographic characteristics of the individuals surveyed and their families, the HSM survey collected information regarding these individuals' disability levels and the professional and informal care that they receive to assist them in performing the main activities of daily living. The survey allows us to identify APA recipients and thus to study both the determinants of recourse to the APA and the effects of the allowance on the assistance received by the recipients.

Our initial sample includes 9,231 individuals over the age of 60. However, most of these individuals do not experience any difficulties or inabilities in performing the activities of daily living (ADLs) or instrumental activities of daily living (IADLs). To measure the disability levels of the respondents, we use the Katz index⁶ (Katz *et al.*, 1970; Katz, 1983) in this study. According to one's ability to perform the ADLs without assistance, the Katz index defines eight levels of disability :

⁶The GIR classification is also available in the database, but it is associated with a number of inconsistencies that are being studied by the DREES.

- Group A : The person can perform the six following activities independently : “bathing”, “dressing and undressing”, “toileting”, “transferring”, “eating and drinking once the food is ready”, “lying down in or getting out of bed and sitting down in or getting up from a chair” and “controlling bowel movements and urination”.
- Group B : The person can perform five of the six activities independently.
- Group C : The person requires assistance for two activities, including "bathing".
- Group D : The person requires assistance for three activities, including "bathing" and "dressing and undressing".
- Group E : The person requires assistance for four activities, including "bathing", "dressing and undressing" and "toileting".
- Group F : The person requires assistance for five activities, including "bathing", "dressing and undressing", "toileting" and "transferring".
- Group G : The person requires assistance for all six activities.
- Group H : The person requires assistance for at least two activities but does not meet the criteria for the previous categories.

The Katz index is solely based on the inability to perform ADLs without assistance. However, some individuals may report difficulties in performing certain ADLs or IADLs, even if they are capable of performing all ADLs without assistance. Therefore, we distinguish among the individuals in Group A based on the Katz index ; those who do not experience any difficulties in performing ADLs or IADLs, denoted as “Group A-“, and those who experience difficulty in performing at least one ADL or IADL, denoted as “Group A+”. Table 3 outlines the weighted distribution⁷ of individuals over 60 years of age according to their disability levels. Seven out of 10 individuals over 60 years of age are fully independent, whereas 3 out of 10 individuals report experiencing difficulty in performing at least one ADL or IADL. The majority of these individuals are classified

⁷In the HSM sample, individuals presenting incapacities are overrepresented as compared with the general population. The numbers presented in this section are weighted. Therefore, they are relative to the population represented by the sample.

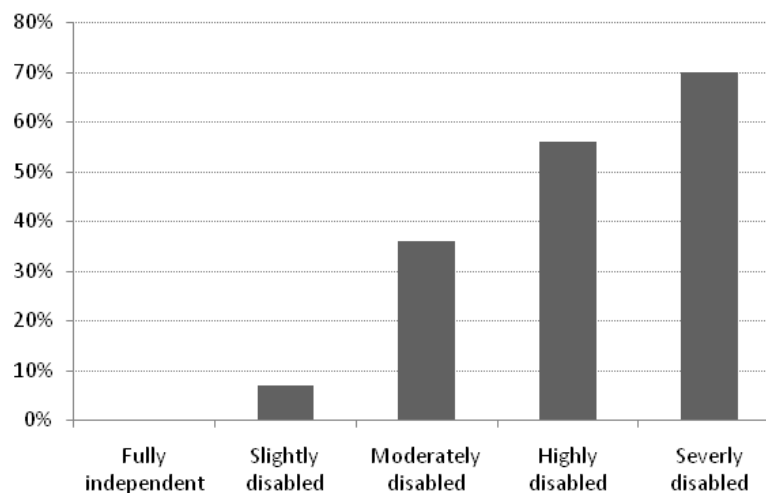
as slightly disabled. In particular, less than 4% of the population is characterised by the inability to perform at least one ADL without assistance.

Table 3. Weighted distribution of individuals over 60 by level of dependence
(Katz index)

| | All | Dependent only |
|-----------------------------|-------|----------------|
| A- (fully self independent) | 71.4% | - |
| A+ (slightly disabled) | 24.9% | 87.2% |
| B-C-H (moderately disabled) | 2.5% | 8.8% |
| D-E (highly disabled) | 0.4% | 1.4% |
| F-G (severely disabled) | 0.7% | 2.6% |

Within our sample, 9% of the individuals over 60 years of age living in the community received the APA ; this figure equates to 4% of the population represented by the sample. The proportion of recipients appears to strongly increase according to the dependency levels of individuals, from 7% for slightly disabled individuals to 70% for very highly disabled individuals (Figure 5). The same heterogeneity appears with regard to age (Figure 6). The proportion of APA recipients, which is less than 5% among individuals between 60 and 80 years old, increases with age until reaching its maximum of 30% among those over 95 years old.

Figure 5. Proportion of APA recipients by level of dependency



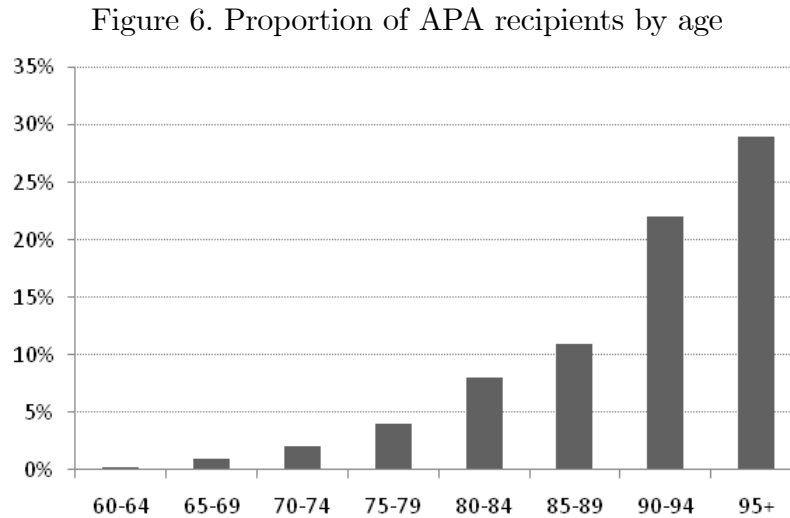


Table 4 presents a comparison of the main characteristics of APA recipients (gender, age and marital status) within the HSM sample and the 500,000 APA beneficiaries from the survey of "APA individual data 2006-2007" (Debout, 2010). These administrative data were collected by the DREES from the general councils of representative departments, and they allow us to ensure that our sample is representative of APA recipients at the national level. Similar to the sample from the APA individual data from 2006-2007, the recipients of the allowance in our sample are primarily women. In addition, the average age of the APA recipients was 82 years (83 in the 2006-2007 study), and about one in three recipients live with a partner⁸.

Table 4. Comparison with "APA individual data 2006-2007" survey (only APA recipients)

| | HSM | "APA individual data 2006-2007 survey"* |
|----------------------------------|---------------------------|--|
| Proportion of women | 73% | 74% |
| Average age | 82 years | 83 years |
| Proportion living with a partner | 36% | 35% |
| | (Men : 62% ; Women : 26%) | (Men : 63% ; Women : 25%) |

We exclude from the rest of the empirical analysis all fully self independent individuals (i.e. individuals who belong to "Group A-") and focus the analysis on the two following sub-populations :

- The slightly disabled sub-population, which includes all individuals who experience difficulty (but not inability) in performing at least one ADL or IADL on their own (i.e., individuals who belong to "Group A+").

⁸The proportions of male and female recipients living with a partner differ significantly : 63% (62% in our sample) of men live with a partner as compared with 25% (26% in our sample) of women.

- The highly disabled sub-population, which includes all individuals who report an inability to perform at least one ADL without assistance (i.e., individuals who belong to Groups B, C, D, E, F, G or H of the Katz index).

Table B1 in Appendix B reports the distribution of all covariates used in the analysis.

4.5 Determinants of recourse to the APA

Figure 5 shows that the use of the APA is far from systematic among dependent individuals. Even among the individuals identified as highly disabled (Groups F and G according to the Katz index), only 70% resort to using the APA. Arrighi *et al.* (2010) described various factors that may explain the lack of APA use. First, elderly people (and their families) may not be aware of the program. Moreover, the implicit costs associated with recourse to the allowance may be prohibitive with regard to the expected benefits. For example, the expected advantages may be considered modest for individuals with high incomes for whom the out-of-pocket cost may represent 90% of the Care Plan defined by the EMS. Conversely, the use of the APA may be accompanied by costs for beneficiaries who may view the use of the APA as an unwanted social acknowledgement of aid dependency, for those who do not want to change from a pre-existing care organisation, or for those who refuse any external intrusion of EMS or professional services.

To the best of our knowledge, with the exception of the study by Arrighi *et al.* (2010), which mainly focused on the possible price effect of APA requests, no quantitative studies have attempted to identify the individual determinants of recourse to the APA. Before assessing the effect of public allocation on the care received by the recipients, this section presents an outline of the main factors associated with recourse to the APA⁹. Using data from the HSM, Table 5 presents estimation results from a Probit model. The model was estimated based on the population of disabled individuals (column 1) and the distinction between the slightly disabled sub-population (column 2) and the highly disabled sub-population (column 3).

⁹Table B1 in Appendix B outlines the covariates used in the analysis.

Table 5. Estimated coefficients (Probit model)

| | (1) All (n=4535) | (2) Slightly disabled (n=3585) | (3) Highly disabled (n=950) |
|--|------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|
| Constant | -10.17*** (1.83) | -8.79*** (2.38) | -14.57*** (3.08) |
| Gender | ref. | ref. | ref. |
| Woman | 0.15** (0.06) | 0.06 (0.08) | 0.32*** (0.08) |
| Man | ref. | ref. | ref. |
| Age | 0.21*** (0.05) | 0.17*** (0.07) | 0.32*** (0.00) |
| Age ² | -0.01*** (0.00) | -0.01** (0.00) | -0.01*** (0.00) |
| Household configuration | | | |
| Living alone | ref. | ref. | ref. |
| Living with a partner | -0.35*** (0.06) | -0.29*** (0.08) | -0.47*** (0.12) |
| Living with a child | -0.18* (0.09) | -0.10 (0.12) | -0.28* (0.15) |
| Living with a partner and a child | -0.62*** (0.15) | -0.74*** (0.21) | -0.60*** (0.23) |
| Living with other | -0.25* (0.15) | -0.40* (0.21) | 0.04 (0.24) |
| Number of daughters | -0.05** (0.02) | -0.07*** (0.03) | -0.01 (0.04) |
| Number of sons | 0.03 (0.02) | 0.02 (0.03) | 0.05 (0.32) |
| Standard of Living (in €) | | | |
| Q1 | -0.05 (0.08) | -0.00 (0.10) | -0.11 (0.15) |
| Q2 | -0.11 (0.08) | -0.14 (0.10) | -0.09 (0.15) |
| Q3 | ref. | ref. | ref. |
| Q4 | -0.05 (0.08) | -0.05 (0.10) | -0.06 (0.14) |
| Q5 | -0.24*** (0.09) | -0.24** (0.12) | -0.23 (0.15) |
| Size of the agglomeration | | | |
| Rural | ref. | ref. | ref. |
| Less than 10,000 inhabitants | -0.15 (0.09) | -0.22* (0.12) | -0.04 (0.16) |
| Between 10,001 and 20,000 inhabitants | -0.21 (0.13) | -0.11 (0.15) | -0.40* (0.22) |
| Between 20,001 and 100,000 inhabitants | -0.32*** (0.09) | -0.34*** (0.16) | -0.34** (0.15) |
| Between 100,001 and 200,000 inhabitants | -0.39*** (0.12) | -0.32** (0.15) | -0.51** (0.20) |
| More than 200,001 inhabitants | -0.20*** (0.07) | -0.28*** (0.08) | -0.07 (0.12) |
| Department | | | |
| Overseas departements | -0.32*** (0.10) | -0.22* (0.13) | -0.49*** (0.17) |
| Others | ref. | ref. | ref. |
| KATZ index | | | |
| A | -0.26*** (0.08) | . | . |
| B or C | ref. | . | ref. |
| D or E | 0.12 (0.13) | . | 0.20 (0.15) |
| F or G | 0.25 (0.15) | . | 0.37** (0.18) |
| H | -0.15 (0.17) | . | -0.14 (0.19) |
| ADLs (reporting difficulties in performing) | | | |
| Bathing | 0.38*** (0.07) | 0.43*** (0.08) | 0.11 (0.23) |
| Dressing and undressing | -0.01 (0.08) | -0.09 (0.09) | 0.15 (0.14) |
| Cutting food and pouring a drink | 0.03 (0.08) | 0.16 (0.11) | -0.13 (0.11) |
| Eating and drinking on the food is ready | 0.00 (0.11) | -0.01 (0.27) | 0.03 (0.13) |
| Toileting | -0.07 (0.11) | -0.20 (0.22) | -0.03 (0.14) |
| Lying down in or getting out of the bed | 0.19** (0.09) | 0.22* (0.14) | 0.19 (0.14) |
| Sitting down in or getting up from the chair | -0.05 (0.09) | -0.12 (0.14) | 0.01 (0.13) |
| IADLs (reporting difficulties in performing) | | | |
| Shopping | 0.01 (0.08) | -0.02 (0.09) | 0.28 (0.24) |
| Preparing meals | 0.31*** (0.07) | 0.31*** (0.14) | 0.18 (0.16) |
| Doing common household chores | 0.47*** (0.07) | 0.49*** (0.08) | 0.18 (0.23) |

continued...

Table 5. Estimated coefficients (Probit model) (continued)

| | (1) All (n=4535) | (2) Slightly disabled (n=3585) | (3) Highly disabled (n=950) |
|--|------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|
| Doing less common chores | 0.13*(0.08) | 0.18**(0.09) | 0.03 (0.22) |
| Doing administrative works | 0.12*(0.07) | 0.14*(0.08) | 0.02 (0.16) |
| Taking medications | 0.04 (0.08) | 0.04 (0.10) | 0.16 (0.13) |
| Moving around in all of the rooms on a floor | -0.05 (0.10) | -0.10 (0.15) | 0.06 (0.13) |
| Leaving your home | 0.09 (0.07) | 0.26*** (0.08) | -0.31** (0.13) |
| Using a method of transportation | -0.02 (0.07) | -0.06 (0.08) | 0.05 (0.13) |
| Finding its way | 0.04 (0.08) | 0.07 (0.11) | -0.05 (0.12) |
| Using a telephone | 0.01 (0.09) | -0.02 (0.13) | 0.04 (0.13) |
| Using a computer | 0.05 (0.07) | -0.09 (0.09) | -0.25 (0.11) |
| Self-reported health status | | | |
| "Bad" or "very bad" | 0.20*** (0.06) | 0.20*** (0.07) | 0.14 (0.10) |
| "Pretty good" | ref. | ref. | ref. |
| "Good" or "Very good" | -0.25** (0.12) | -0.11 (0.13) | -0.81*** (0.30) |
| Respondent | | | |
| Elderly individual | ref. | ref. | ref. |
| Elderly individual with help | 0.04 (0.07) | 0.09 (0.09) | -0.05 (0.13) |
| Someone else | 0.22** (0.10) | 0.16 (0.15) | 0.17 (0.15) |

Among highly disabled elderly people, women are more likely to resort to the APA than men, whereas recourse to the allowance is similar among slightly disabled elderly men and women. The positive effects of age and dependency level on the probability of resorting to the allowance are confirmed *ceteris paribus*. Among individuals who do not report an inability to perform ADLs without assistance, those experiencing difficulties in preparing meals (IADL 2), doing household chores (IADL 3 and 4), doing administrative work (IADL 5), leaving the home (IADL 8), bathing (ADL 1), or lying down and getting out of bed (ADL 7) have a higher propensity to resort to the APA. Among highly disabled elderly people, the effect of the disability level is mainly captured by the Katz index. However, highly disabled elderly people who report experiencing difficulties leaving their homes (IADL 8) resort to the APA less often. This result is rather surprising. This IADL could act as a proxy of elderly isolation and traduce in this case an association between elderly isolation and recourse to the public allowance.

Moreover, self-reported health status is correlated with a reduced probability of resorting to the APA, whereas the situation in which another person responds to the questionnaire rather than the elderly person surveyed is positively associated with the probability of having recourse to the APA.

Two variables potentially related to informal care resources show significant effects on the propensity to resort to the APA, corresponding to the trend that having a greater number of informal care resources available to disabled elderly people is associated with a lower probability of recourse to the APA. First, elderly people living with a partner or living with a child resort to the APA less often than individuals living alone. From this point of view, individuals living with both a partner and at least one child have the lowest probability of resorting to the APA. Second, the number of children is significantly associated with recourse to the APA. Nevertheless, the effect varies according to the disability level of the elderly people and the gender of their children. Having daughters tends to decrease the probability of resorting to the APA. However, when we distinguish elderly people according their disability levels, the effect is significant only for slightly disabled elderly people. The number of sons of an elderly person has the opposite effect. Although the effects are not significant at the 10% level, they tend to increase the probability of benefiting from the APA.

The household standard of living does not seem to have a major influence on the probability of resorting to the APA, except for the wealthiest individuals, for whom high out-of-pocket costs may reduce the financial benefit of the allowance.

The size of the agglomeration also acts negatively on the probability of benefiting from the APA. This result may highlight the effect of the size of the market for “over-the-counter” professional caregivers, which is likely to be less developed in rural areas or small towns as compared with large cities. When possible, the employment of privately financed “over-the-counter” home care workers can constitute an alternative to using publicly funded home care service providers. Finally, overseas respondents report that they benefit from the APA less frequently than others.

4.6 Effects of the APA on the assistance received : an empirical approach

From a theoretical point of view, public subsidies, such as the APA, reduce the cost of professional care and are expected to change the distribution of care resources used for formal and informal care toward an increase in formal care utilisation and, if the two factors of production

are substituted, a decrease in informal care utilisation¹⁰. However, the intensity of this change is unclear and may vary from one individual to another.

The effect of public financial support on formal care utilisation primarily depends on the price elasticity of formal care demand. For some individuals, a reduction in formal care costs can empirically result in a high increase in formal care utilisation. For example, slightly disabled people living with a partner are likely to be characterised by a highly elastic formal care demand if they choose informal care resources rather than professional services when they do not receive public financial support. In contrast, highly disabled elderly people living alone may be characterised by rather inelastic formal care demands because these individuals are likely to use formal care even without public financial support. The effect on informal care utilisation is also unclear. This effect primarily depends on the care production function and the degree of substitution between informal care and formal care. This effect may also depend on the individual preferences of disabled elderly people, who may place different values upon informal care and formal care, or the preferences of family members who may have difficulty, according to normative motives, withdrawing from providing care, even if the disabled relative may benefit from professional care.

Our empirical analysis aims to study the effect of professional care funded by the intermediary of the APA on the care received by the recipients, particularly on the care that they receive from their family environment. Our analysis is partial because the APA does not allow the funds to be used solely for professional home care even if the majority of recipients (92%) use the allowance for this purpose. In addition, 7% of the APA recipients use the allowance to remunerate an informal caregiver (other than their partner) and, in a small number of cases (1%), to finance assistive technologies or home accessibility modifications. We excluded from our analysis those APA recipients who used the allowance to pay for an informal caregiver, financial assistive technologies or home accessibility modifications to focus on the effect of using publicly funded professional home care.

The use of the APA can affect the care received in three distinct ways. First, the allowance can affect the care arrangement (i.e., the use of formal care and/or informal care). Some disabled elderly people may use professional services only when they benefit from public financial support

¹⁰For a formalised framework, the reader may refer to Stabile et al. (2006). Although developed in the Canadian institutional framework, the proposed model appears to be relatively appropriate for theoretical research on the effect of the APA on the care received by the recipients.

or use informal care only when they do not benefit from public financial support that would allow them to pay for formal care. Second, receiving the APA may not affect the use of informal or formal caregivers but may affect the intensity of the care provided by both types of care providers. Finally, benefiting from the APA may not affect the intensity of the care provided but may modify the care activities in which caregivers are involved. For instance, receiving the APA may reduce the involvement of informal caregivers in activities such as cleaning the house in favour of a higher involvement in ensuring a presence or companionship for the elderly. Thus, we consider three different outcomes (Y_k , $k = 1, 2, 3$) related to informal care or formal care in our analysis : (i) the use of informal care (resp. formal care), represented by a dummy variable equal to 1 if the APA recipient receives informal care (resp. formal care) and 0 otherwise ; (ii) the intensity of informal care (resp. formal care) conditional on receiving informal care (resp. formal care), represented by a variable corresponding to the total number of informal care (resp. formal care) hours received per week by the APA recipient ; and (iii) the range of the informal care (resp. formal care) received, represented by a variable measuring the number of care activities in which informal caregivers (resp. formal caregivers) are involved.

To empirically investigate how publicly funded formal care affects the care received by disabled elderly people and how the effect varies between individuals, we use the analytic framework proposed by Rubin (1974, 1979). Let APA be a dummy variable equal to 1 if an individual resorts to the APA and 0 if not, and let Y_{1ki} denotes the care outcome k when i resorts to the APA and Y_{0ki} denotes the care outcome k when i does not resort to the APA. Our analysis aims to compare the care received by the APA recipients ($Y_{1ki}/APA_i = 1$) to the care they would have received if they were not recipients of the allowance ($Y_{0ki}/APA_i = 1$). Among the recipients of the allowance, the average effect of the APA on a given care outcome Y_k , ATT_k , can be defined as follows :

$$ATT_k = E(Y_{1ki}/APA_i = 1) - E(Y_{0ki}/APA_i = 1)$$

The care that the APA recipients would have received if they were not recipients of the allowance is obviously unobservable. However, as previously noted, recourse to the APA is not systematic among individuals over the age of 60 who need assistance to perform the ADLs and IADLs. Thus, it is possible to estimate the average level of care that the APA recipients would have received if they were not recipients of the allowance, $E(Y_{0ki}/APA_i = 1)$, using the care received by the

non-recipients, $E(Y_{0ki}/APA_i = 0)$. However, this estimation is likely to be biased because the expectation of care received by the APA recipients if they were not recipients of the allocation is expected to be different from the care that is actually received by non-recipients :

$$E(Y_{0ki}/APA_i = 1) \neq (E(Y_{0ki}/APA_i = 0).$$

In our sample, the use of the APA is neither random nor exogenous. As noted in Section 4.5, the use of APA depends on individual and family characteristics. Recourse to the APA is part of a choice whose determinants are distributed unequally among recipients and non-recipients. Using the care that the non-recipients of the APA receive to estimate the care that the recipients of the allowance would have received if they did not benefit from the allowance could thus attribute the pre-existing differences between both populations to the APA effect. However, the main determinants of the choice to resort to the APA, such as disability levels or household configurations, are observed in our data and allow for comparing APA recipients with non-APA recipients who exhibit the same observed determinants of choice.

We use the matched sampling method proposed by Rosembaum and Rubin (1985). This method allows us to select units from a large “reservoir” of potential controls to produce a control group that is similar to the treated group with respect to the distribution of observed covariates. The cause of one individual in a matched couple receiving the APA while the other individual does not is assumed to depend on unobserved factors. Our empirical analysis is based on the additional assumption that these unobserved factors are randomly distributed in the population. This assumption implies, conditional on the observed individual and family characteristics, that utilisation of the APA is orthogonal to the care received without the APA (that is, that $E(Y_{0ki}/APA_i = 1, X_i) = E(Y_{0ki}/APA_i = 0, X_i)$). This “conditional independence assumption” (Heckman *et al.*, 1997) allows us to estimate the effect of the APA by comparing a given care outcome for each APA recipient with the care outcome of a non-APA recipient whose values in the vector of observed characteristics are identical.

Some issues must be addressed. The first issue concerns the matching procedure. Ideally, it would be optimal in this analytic framework to match each APA recipient with a non-APA recipient having the same set of observed characteristics. However, the size of our sample does not allow us to dispose of individuals with identical observed characteristics. Therefore, our matching procedure is based on the propensity score (Rosenbaum and Rubin, 1983, 1985). In this study, the propensity

score corresponds to the probability of having recourse to the APA, which can be simulated for each individual of our sample with the Probit models presented in Section 5. Therefore, we estimate the care outcome counterfactual (without APA) for each APA recipient with the observed care outcome of the nearest non-APA recipient with regard to his or her propensity score¹¹. However, the propensity score matching can lead to the matching of individuals with clearly different observed characteristics, even though their propensity scores are similar. For example, age and living alone are two factors positively associated with the probability of having recourse to the APA. Therefore, we can imagine a situation in which an APA recipient living alone is matched with an older non-APA recipient who lives with a partner and who has a very close propensity score. Such a match would be problematic in this case because the informal care received by the non-APA recipient does not appear to be a credible counterfactual. To limit this risk, we constrain the matching procedure to only associate individuals having both (i) a similar disability level, by distinguishing slightly disabled individuals from highly disabled individuals, and (ii) a similar household configuration, by distinguishing the individuals living alone from those living with at least one co-resident¹².

Second, our matching procedure is solely based on the observed characteristics. Thus, the presence of unobserved heterogeneity may bias the estimate if these unobserved factors simultaneously affect utilisation of the APA and the care outcomes. The health status of a disabled elderly person's partner is one of the main unobserved factors that may simultaneously explain both the decision to apply for the APA and informal care utilisation. Disabled individuals who have a partner who is in poor health or has disabilities are likely to receive less informal care, as the partner is generally the main caregiver; they are also likely to have more incentives to utilise publicly funded formal care that may benefit both individuals. From this perspective, failing to consider the ability of a partner to provide care could lead to an overestimation of the decrease in informal care induced by utilising the APA. To verify the strength of our informal care results, we compare our results to those obtained from an instrumental variable (IV) approach. The comparison of the APA effect observed with both approaches is rather limited, given that in the IV approach, the effect is estimated in a larger population and is assumed to be identical for individuals benefiting or not benefiting from the APA. However, the IV approach allows testing the endogeneity of utilising the

¹¹We have used the STATA module `psmatch 2` (Leuven and Sianesi, 2003).

¹²It would have been preferable to be more specific in defining strata within which the matches were made by distinguishing, for instance, those who co-reside with a partner and those who co-reside with an adult child. However, the size of our sample requires us to limit the number of strata used.

APA by testing the significance of the coefficient of correlation between the residual of the informal care outcome and the residual of the APA utilisation equation. Therefore, we simultaneously estimate two equations : one equation for utilising the APA, and one equation for the informal care outcome of interest, including a dummy variable indicating whether an individual utilises the APA. As the instrumented variable is not a linear combination of the instrumental variables, the model is theoretically identifiable without exclusion restrictions. Following Arrighi *et al.* (2010), however, we use departmental heterogeneity to reinforce the identification of the model by adding a proxy for the “departmental APA generosity” to the set of explanatory variables related to individual utilisation of the APA. This proxy corresponds to the rate of APA recipients among individuals over 60 that is not explained by the needs of the department’s elderly population. Specifically, we estimate the rate of APA recipients among individuals over the age of 60 at the departmental level using the mortality rate and the life expectancy at age 60 as explanatory variables. We then use the simulated residuals by department as excluded instrumental variables. The main estimation results are provided in Appendix E and suggest that our results related to informal care are not driven by unobserved heterogeneity. This result is consistent with the results of Rapp *et al.* (2011), whose exogeneity tests do not allow them to reject the hypothesis that the use of publicly funded formal care in France is exogenous with respect to the provision of informal care. It is also consistent with the results of Holly *et al.* (2010), who find that in Europe, the care provided by children does not affect the formal care received by elderly parents.

The final issue concerns the large number of non-responses characterising the declaration of caregiving time, especially concerning informal care. In the sample, 30% of the individuals who report receiving informal care are characterised by a missing value for the number of informal care hours, which represents 20% of the entire sample. Moreover, 9% of those who report receiving formal care are also characterised by a missing value for the number of formal care hours, which represents 5% of the entire sample. In our analysis, the effect of the APA on the number of care hours received per week is estimated after the exclusion of non-responses. This exclusion may affect our results, especially if the non-responses regarding caregiving time depend on unobserved characteristics.

4.7 Results

As previously mentioned, three outcomes related to both formal care and informal care are used to study how recourse to the APA affects the care received by elderly people who need assistance to perform ADLs or IADLs. First, we study the effect on care arrangement (i.e., the use of formal and informal care). Second, we study the effect of recourse to the APA on the intensity of formal care (resp. informal care) conditional on benefiting from formal care (resp. informal care). Finally, we evaluate how the use of the APA affects the range of care received.

Previous literature highlights different interactions between informal care and formal care according to the disability level of elderly people (Bonsang, 2009). In particular, the substitution between informal care and formal care appears to be much larger for elderly people whose needs are low and who require unskilled types of care. In each step of the analysis, we thus distinguish slightly disabled APA recipients from highly disabled APA recipients. As previously noted, the slightly dependent population is composed of individuals who report difficulties in performing at least one ADL or IADL but who also report that they are able to perform (potentially with difficulties) all of the ADLs without assistance, whereas the highly disabled population is composed of individuals who report that they are unable to perform at least one ADL without assistance.

4.7.1 Effect of recourse to the APA on care arrangements

The first step of our empirical analysis aims to evaluate the degree to which APA benefits affect formal and informal care utilisation. Figure 7 allows us to compare the observed average care utilisation among APA recipients with their estimated average care utilisation if they did not benefit from the APA.

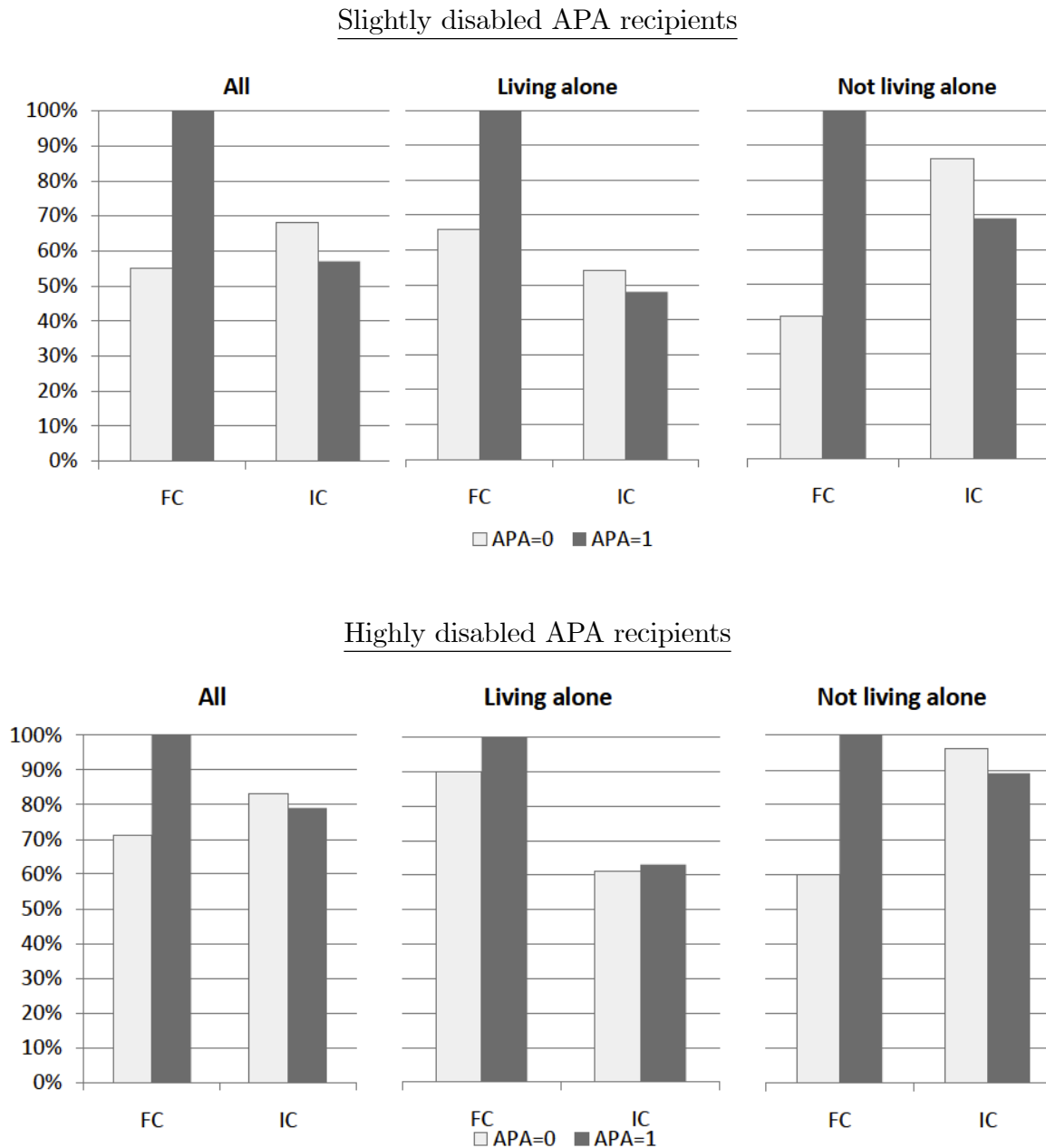
Among slightly disabled APA recipients, APA benefits induce a large change in the care arrangement that highlights a significant increase in formal care utilisation (p-value<1%) and a significant decrease in informal care utilisation (p-value>1%). However, the increase in formal care utilisation is only partially offset by the decreased involvement of informal caregivers. The relative decline in informal care utilisation (-16%) is indeed five times lower than the relative increase in

formal care utilisation (+82%). Nevertheless, the majority of slightly disabled elderly people benefit from a care arrangement composed of both informal and formal caregivers when they resort to the APA, whereas they primarily benefit from a care arrangement solely composed of informal caregivers when they do not resort to the APA.

However, among the slightly disabled population, the change in care arrangement appears different according to the household compositions of APA recipients. The increase in formal care utilisation and the decline in informal care utilisation associated with recourse to the APA are weaker among those who live alone. From this point of view, two patterns emerge. Among slightly disabled APA recipients living alone, formal care utilisation remains high even when these individuals do not resort to the APA. Thus, the related decrease in informal care utilisation is rather limited; the 6-pp decrease is not significant at the 10% level. Among slightly disabled APA recipients co-residing with at least one person, formal care utilisation would be remarkably less common if they did not benefit from the APA. Only 4 out of 10 individuals living with co-residents would have used formal care without the APA, whereas the proportion would be 7 out of 10 among those living alone. Nevertheless, the decision not to have recourse to the APA would be associated with a 17-pp increase in the probability of receiving informal care among those not living alone (p-value=1%). From this point of view, the adjustment of informal care is primarily the result of co-residents; the decline in the probability of receiving care from non-co-residents is not significant.

Publicly funded formal care partially replaces privately financed formal care, especially for individuals living alone, and informal care for individuals who rely on care provided by co-residents. Thus, the decision not to use publicly funded formal care would be offset only by an increase in privately financed formal care for slightly disabled elderly people living alone and by a combined increase in privately financed formal care and informal care provided by co-residents for slightly disabled elderly people not living alone.

Figure 7. Proportion of APA recipients receiving formal care and informal care



FC : Formal Care ; IC : Informal Care. The dark bars represent the observed proportion among APA recipients. The light bars represent the estimated proportion among the APA recipients if they did not benefit from the APA.

The decline in informal care provided by co-residents to slightly disabled APA recipients must be nuanced. The decrease is indeed significant only for the less disabled sub-population, identified as the population of individuals who report less than 6 difficulties in performing ADLs or IADLs¹³.

¹³We chose 6 as the threshold because it represents the median number of difficulties in performing ADLs and IADLs as reported by the individuals surveyed.

Among these individuals, recourse to the APA induces a 30-pp decrease ($p\text{-value}<1\%$) in the probability of receiving care from co-residents, whereas the 5-pp decrease observed among those who report at least 7 difficulties in performing ADLs or IADLs is not significant ($p\text{-value}=30\%$). The substitution we observe between the informal care provided by co-residents and publicly funded formal care is then concentrated within the less disabled population (i.e., a population whose needs may require only limited care provision).

With regard to the care arrangement, the effect of recourse to the APA appears weaker for the highly disabled elderly population. Compared with the slightly disabled population, the lack of APA benefits is associated with higher privately financed formal care utilisation by the highly disabled population, regardless of whether they live alone. Seven out of 10 APA recipients would use formal care even without the APA, and the proportion is 9 out of 10 for those who live alone. The slight increase in formal care utilisation induced by recourse to the APA is associated with a weaker and non-significant decrease (4 pp, $p\text{-value}=13\%$) in informal care utilisation. The relative rise of formal care utilisation is 41% among the highly disabled population (compared with 82% among the slightly disabled population), whereas the relative decline in informal care utilisation is 5% (compared with 16% among the slightly disabled population).

Household configurations also determine how the allowance affects the care arrangements for highly disabled elderly people. The decrease in informal care utilisation induced by recourse to the APA is indeed significant only for elderly people who co-reside with at least one person ($p\text{-value}<1\%$). This decrease is also specific to care provided by co-residents, whereas care provided by non-co-residents is stable regardless of whether the APA recipients live alone. Similar to the results observed for slightly disabled elderly people, publicly funded formal care utilisation thus mainly replaces privately financed formal care and, to a lesser extent, care provided by co-residents. However, the substitution with privately financed formal care is higher, and the substitution with informal care provided by co-residents is lower for highly disabled APA recipients than for slightly disabled APA recipients.

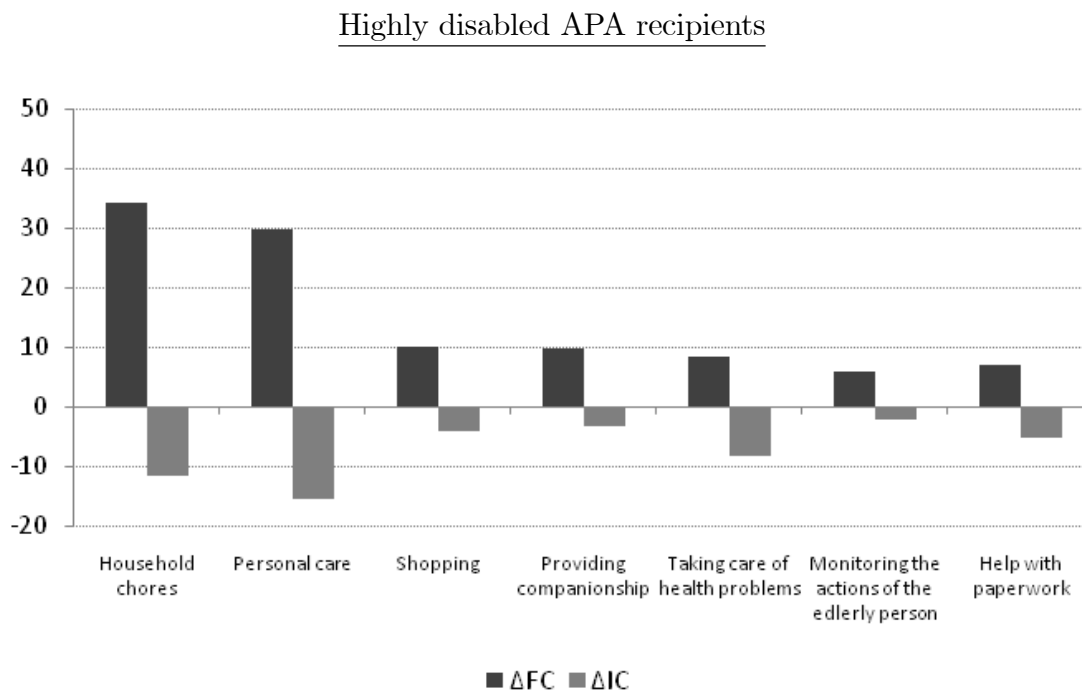
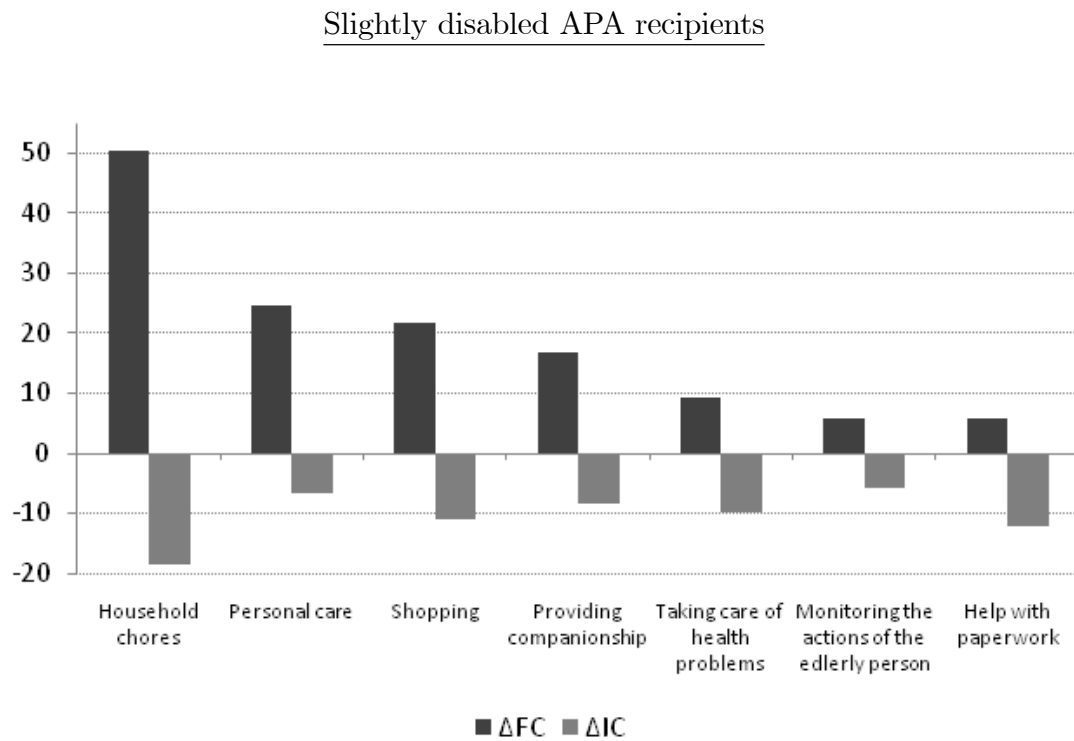
The questionnaire allows us to distinguish 7 care activities : 1) personal care (bathing, dressing, meals); 2) household chores (cleaning, making meals); 3) managing the budget and completing paperwork and administrative processes; 4) ensuring a presence or providing companionship; 5) monitoring the actions of the elderly person; 6) taking the elderly person to the doctor and taking

care of his/her health problems; and 7) shopping and buying medicine. Figure 8 outlines the estimated absolute change induced by recourse to the APA in the probability of receiving formal and informal care for each care activity.

The use of the APA mainly increases the involvement of professional caregivers in household chores, regardless of the incapacity level of the APA recipient. For slightly disabled elderly people, the decrease in family involvement is most pronounced for this care activity; the probability of receiving informal care in household chores decreases significantly ($p\text{-value} < 1\%$) from 50% without the APA to 31% with the APA. For highly disabled elderly people, greater personal care needs induce both a higher increase in professional involvement and a clearer decrease in family involvement for this care activity. The recourse to the APA is also associated with a significant increase in professional involvement in other activities, although the increases may be smaller. The decreases in family involvement are significant at the 5% level for all care activities when the APA recipient co-resides with other individuals, except for ensuring a presence or providing companionship and shopping, for highly disabled APA recipients. In contrast, among those living alone, the decrease in family involvement is significant only for household chores when the APA recipient is slightly dependent and for personal care when the APA recipient is highly dependent.

The main results related to changes in care arrangements associated with recourse to the APA may be summarised as follows. Overall, the recourse to the APA increases formal care utilisation and tends to reduce informal care utilisation. However, the magnitude of these changes is highly dependent on the elderly individuals' needs and the presence of co-residents as alternatives to professional caregivers. From this point of view, two extreme cases can be distinguished. First, the effect of recourse to the APA appears to be relatively modest for highly disabled elderly people living alone. The use of APA leads to a limited increase in formal care utilisation, which remains, with or without the APA, an important form of care. The effect on informal care utilisation is not significant in this case. For slightly disabled elderly people living with co-residents, the changes in care arrangements are much greater. For these individuals, recourse to the APA leads to a clear increase in the probability of receiving formal care, which would be used considerably less without the public allowance, and a significant decline in co-residents' involvement in care. When the needs of elderly people are reduced or limited to a specific activity, co-residents thus appear as credible alternatives to the use of professional services.

Figure 8. Estimated absolute change induced by recourse to the APA in the probabilities of receiving care, by care activities (in pp)



Note : FC : Formal Care ; IC : Informal Care.

4.7.2 Effect of recourse to the APA on the intensity of care received

In addition to the increased probability of receiving professional care, recourse to the APA significantly increases the intensity of care received from professionals. An analysis in terms of stochastic dominance shows that, conditional on receiving professional care, the distribution of the number of hours per week with the APA dominates, at the first order, the distribution without the APA for both slightly disabled and highly disabled elderly populations (Figure 9). To verify the significance of this first-order stochastic dominance, we use the nonparametric test proposed by Anderson (1996). The dominance is significant at the 1% level in both sub-populations¹⁴. Figure D1 of Appendix D outlines the distribution of care hours provided by professionals by distinguishing the APA recipients according to their household configurations. Whether they live alone or with at least one co-resident, the distributions with the APA significantly dominate (at the first order) the distributions without the APA. Conditional on receiving formal care, benefiting from the APA is thus associated with a greater amount of formal care : the median number of care hours¹⁵ provided by professionals increases by 3 hours per week for slightly disabled elderly people (from 4 hours without the APA to 7 hours with the APA) and by 5 hours per week for highly disabled elderly people (from 9 hours without the APA to 14 hours with the APA).

Among slightly disabled APA recipients, the median increase is identical regardless of the household configuration. In contrast, among highly disabled APA recipients, the increase in caregiving time provided by professionals is higher for individuals co-residing with other people than for those living alone. Although publicly funded professional caregiving time does not seem to be affected by the household configurations of APA recipients¹⁶, those living alone receive more professional

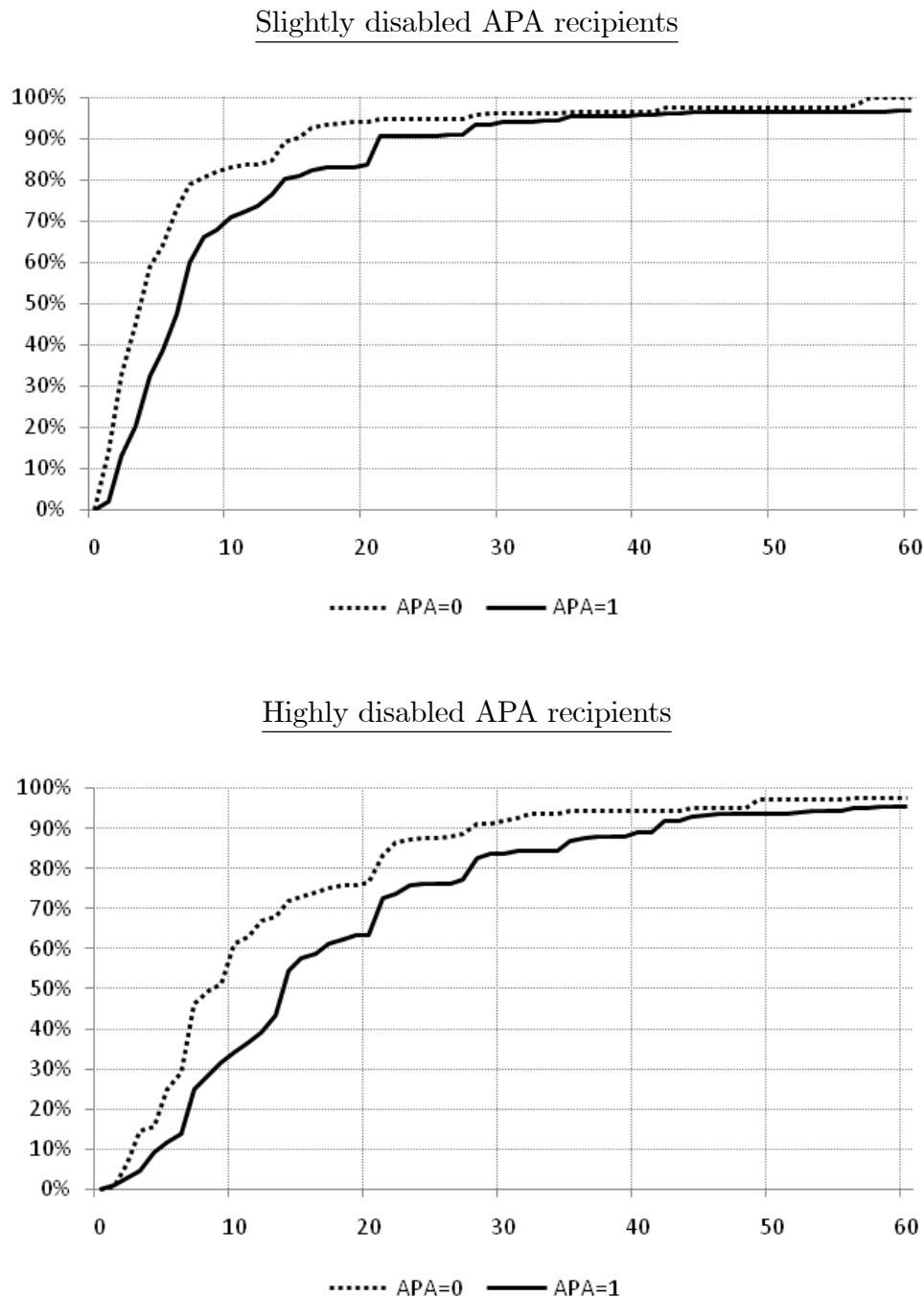
¹⁴Let F_1 be the cumulative distribution of the outcome Y_k conditional on benefiting from the APA ("*distribution 1*") and F_0 be the cumulative distribution of the outcome Y_k conditional on not benefiting from the APA ("*distribution 0*"). Following Anderson (1996), the first-order dominance of "*distribution 1*" over "*distribution 0*" requires that $F_1(y_k) - F_0(y_k)$ (i) is never significantly greater than 0 for each possible value of y_k and (ii) is significantly lower than 0 for at least one value of y_k . We then use standard two-sample proportion tests for testing : (i) $H_0 : F_1(y_k) - F_0(y_k) = 0$ against $H_a : F_1(y_k) - F_0(y_k) > 0$ and (ii) $H_0 : F_1(y_k) - F_0(y_k) = 0$ against $H_a : F_1(y_k) - F_0(y_k) < 0$ for each observed value y_k .

¹⁵As central tendency, we prefer consider median caregiving time which is more robust to extreme values than the average caregiving time. Some individuals indeed report receiving 24 hours of assistance per day from one caregiver. Although these extreme values reveal the necessity of being constantly available to meet the needs of disabled elderly people, these values may not be considered as a reflection of real "care production" because, at a minimum, the caregiver must devote a certain amount of time to sleep. However, Table C1 in Appendix C presents the average evolutions when we exclude the upper 5% of values from the analysis.

¹⁶Whether they live alone or with co-residents, highly disabled APA recipients receive a median professional caregiving time equal to 14 hours. This equality also characterises the slightly disabled APA recipients who receive

caregiving time than those co-residing with at least one person when they do not benefit from the APA.

Figure 9. Cumulative distributions of formal care hours per week among those who use formal care



a median professional caregiving time equal to 7 hours when they live alone or with at least one co-resident. This independence with regard to household configuration suggests that the Care Plan defined by the EMS does not depend on informal care resources.

Informal caregiving time variations associated with recourse to the APA appear to be much less pronounced (Figure 10). First, among the slightly disabled APA recipients who receive informal care, benefiting from the APA does not significantly reduce informal caregiving time. Whether we consider all slightly disabled APA recipients or those living alone separately from those co-residing with other people, the distributions of informal caregiving time with the APA do not significantly differ from the distributions of informal caregiving time without the APA. The median informal caregiving time received by slightly disabled elderly people is equal to 14 hours per week and is the same regardless of whether they benefit from the APA¹⁷.

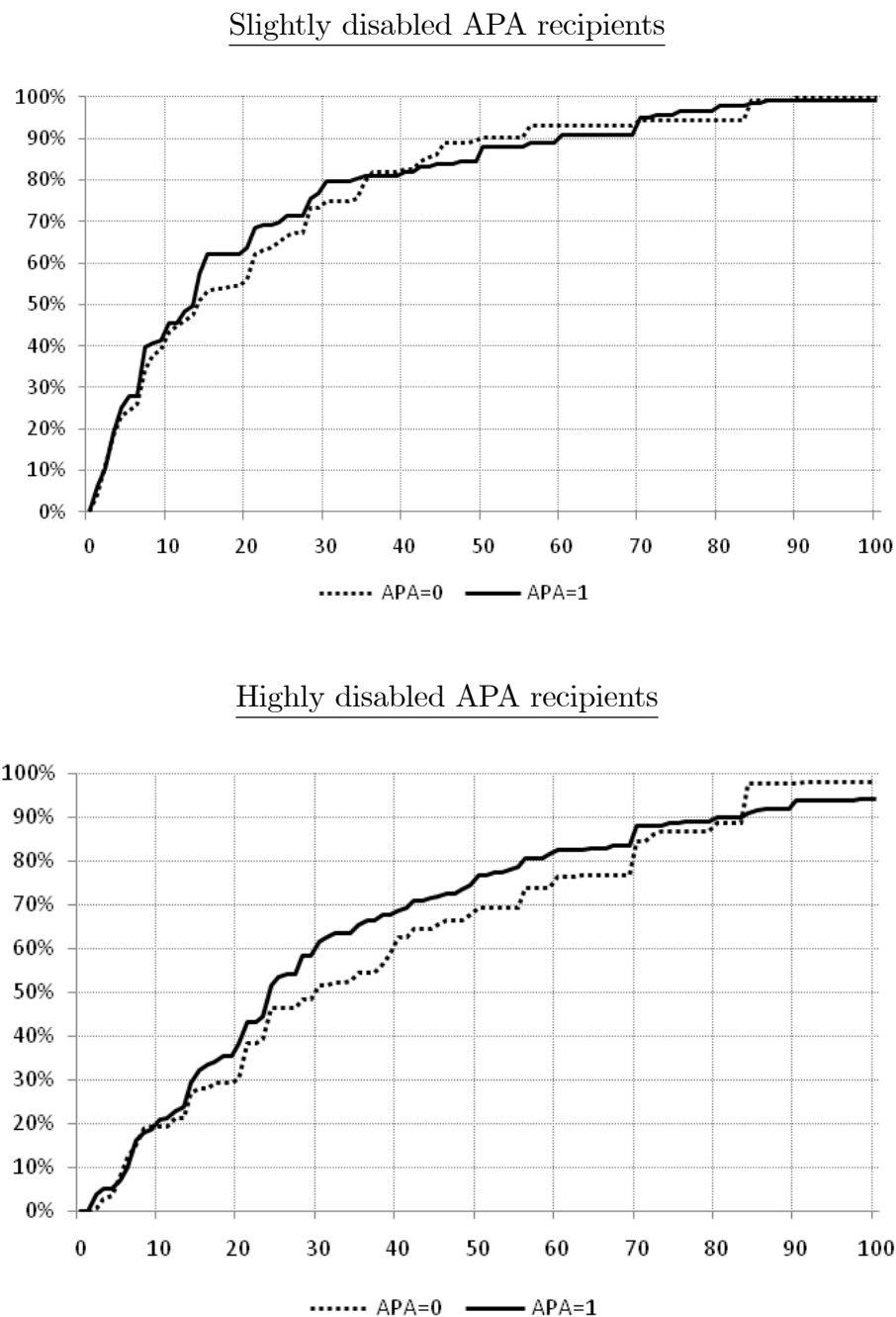
The stability of the time devoted to care by the family is no longer observed when we consider highly disabled elderly people. The two distributions of informal caregiving time with and without the APA appear to be significantly different even if we cannot significantly conclude the dominance of the distribution without the APA over the distribution with the APA (unless we exclude the upper 10% of values in the distributions). The median informal caregiving time decreases in this population from 30 hours per week without the APA to 24 hours per week with the APA, whereas the average informal caregiving time decreases from 33 to 30 when we exclude the upper 5% of values in the distributions. However, the difference between the two conditional distributions is significant only among highly disabled elderly people living alone (Figure D2 of Appendix D). In this case, recourse to the APA would be associated with a decline in the time that non-co-residents devote to informal care. Thus, informal caregivers who provide assistance to highly disabled elderly people living alone would partially offset the non-use of the APA by an increased level of involvement. In contrast, for highly disabled elderly people who live with at least one co-resident, recourse to the APA would not be associated with a decline in informal caregiving hours.

In summary, recourse to the APA is associated with a significant increase in the amount of professional care among those who would use professional care even without the public allowance. The increase is observed regardless of the disability level and household configuration of the APA recipients. The higher intensity of care provided by professional caregivers is not associated with a significant decline in the amount of care provided by informal caregivers, except for non-co-residents providing assistance to highly disabled elderly people living alone. In this case, non-co-residents

¹⁷On average, after exclusion of the upper 5% of values, the informal caregiving time is equal to 12 hours per week among slightly disabled elderly persons living alone and 20 hours per week among those co-residing with at least one other person with or without the APA benefits.

represent a major care resource that may partially substitute for the care provided by professional services. However, the substitution is limited in this case because it induces a decrease in the amount of informal care provided but not, as we have previously observed, a strict withdrawal of non-co-residents.

Figure 10. Cumulative distributions of informal care hours per week among those who use informal care



4.7.3 Effect of recourse to the APA on the range of care received

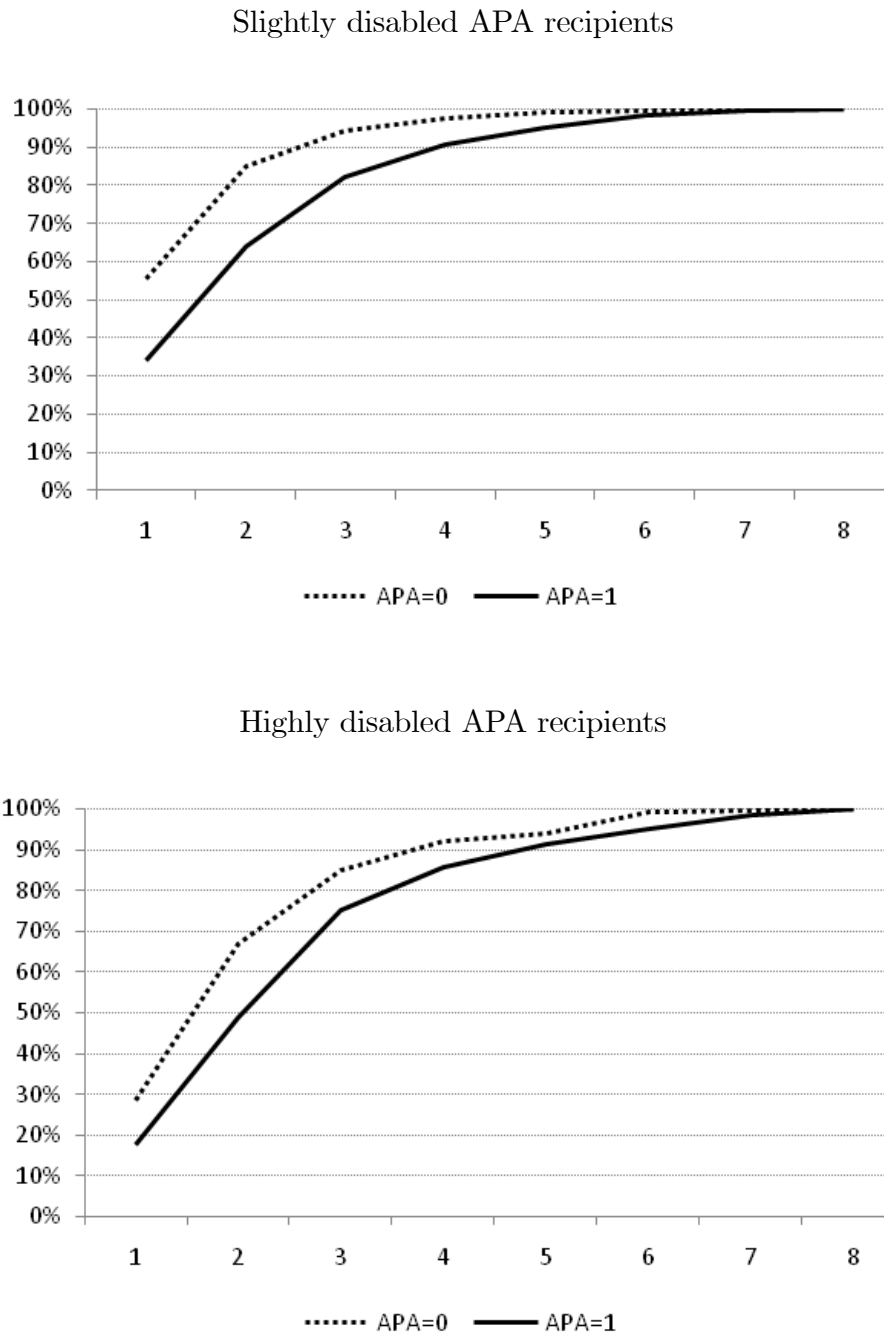
Finally, we study how the use of the APA affects the range of care received. This characteristic of care is studied through the number of care activities in which informal and formal caregivers are involved (Figure 11). Table C2 in Appendix C provides the average evolution according to the disability level and the household configuration.

Increasing professional involvement induced by recourse to the APA is also observed with regard to this criterion. Regardless of the disability level and household configuration of the APA recipients, we observe a significant dominance of the distribution with the APA over the distribution without the APA (Figure D3 of Appendix D). The average number of care activities involving professional caregivers increases from 1.7 to 2.4 among slightly disabled APA recipients and from 2.3 to 2.9 among highly disabled APA recipients. The increase is much less pronounced concerning the population of highly disabled APA recipients living alone who, even without benefiting from the APA, receive a wide range of care from professionals. For this population, the average number of care activities in which professional caregivers are involved increases from 3.1 without the APA to 3.3 with the APA.

While APA benefits are associated with an increase in the number of care activities involving professional caregivers, recourse to the APA tends to parallel the decrease in the care involvement range of informal caregivers¹⁸ (Figure 12). On average, the number of care activities in which informal caregivers are involved significantly decreases by 0.5 among slightly disabled APA recipients (from 4.6 without the APA to 4.1 with the APA) and by 0.4 among highly disabled APA recipients (from 5.9 without the APA to 5.5 with the APA).

¹⁸For slightly disabled APA recipients, the dominance of the distribution without the APA over the distribution with the APA is significant for both individuals living alone and those living with at least one co-resident. For highly disabled APA recipients, the dominance is significant for those living with at least one co-resident but only significant among those living alone if we do not consider individuals who receive informal care in 8 care activities. In this population, we indeed observe that individuals who benefit from the APA report receiving informal care significantly more often in 8 activities than those who do not benefit from the APA.

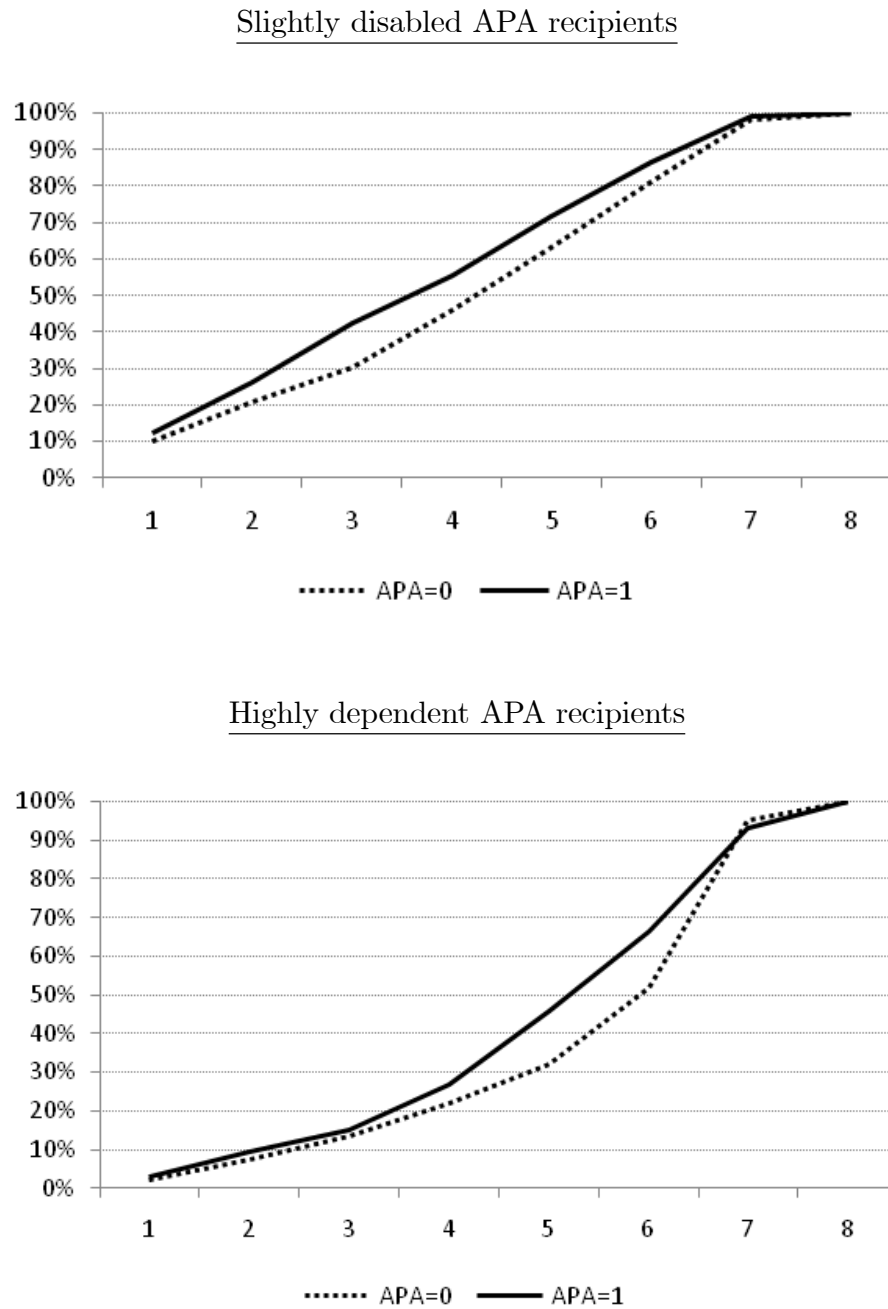
Figure 11. Cumulative distributions of the number of care activities involving professionals among those who use formal care



Finally, with regard to the effect of recourse to the APA on informal caregiving, the decrease in the number of care activities in which informal caregivers are involved is modest and is the only change common to all APA recipients regardless of disability level and household configuration. As previously noted, the use of the APA does not lead to a decrease in the time devoted by informal

caregivers to care, except among highly disabled elderly people living alone. Thus, this decline in the number of care activities in which informal caregivers are involved highlights a refocusing of the care they provide. In most cases, informal caregivers could indeed offset their withdrawal from some care activities by increasing the amount of care they provide in other care activities. The only exception corresponds to the informal care provided to highly disabled elderly people living alone for whom recourse to the APA is associated with a decrease in both the amount and range of informal care used.

Figure 12. Cumulative distributions of the number of care activities involving informal caregivers among those who use informal care



4.8 Conclusion

This chapter aims to address the question of whether public support for the use of professional home care leads to a decline in family support. The potential crowding out effect is investigated in the French context to assess how the receipt of the APA changes the care received by disabled elderly.

We outline a comparison of the APA recipient population from the APA non-recipient population with respect to the care they received. We control observed heterogeneity between the two sub-populations by using the matched sampling method proposed by Rosembaum and Rubin (1985). Our comparison is based on the critical conditional independence assumption. A previous study from Rapp *et al.* (2011) provides evidence that the use of the APA is exogenous with regard to the provision of informal care. Here, the presence of unobserved heterogeneity is investigated through the estimation of a simultaneous two-equation model. Estimation results do not allow to reject the assumption that the APA use is exogenous, and therefore findings justify the conditional independence assumption. However, the explanatory power of the instrumental variable employed in our study is weak. Further research need to be conducted in order to confirm the validity of this critical assumption.

Nevertheless, the comparison of both populations suggests that the use of publicly funded formal care does not result in a massive withdrawal of family despite a slight decrease in informal care. This finding is consistent with previous literature in France but also in each country where this question has been addressed.

We found however that the degree of substitution between public and family support depends on the presence of co-residents and on the elderly needs. From this point of view, the involvement of co-residents appears to be strongly associated with the use of publicly funded formal care while the non-co-residents involvement in care is not affected by the recourse to public support. This is particularly true when the elderly needs are low, meaning that they potentially can be supported solely by informal care or solely by formal care. In this case, informal care from co-residents appears as a clear alternative to the use of formal care. The substitution is much lower for highly disabled elderly people. In this situation, the formal care demand appears rather inelastic with regard to the price because most of them already use home care workers without benefiting from the APA. For

highly disabled elderly, the necessity to meet the important needs seems to influence the choice of the care resource more than the price of professional services. The relative insensitivity of the use of formal care with regard to the price reduction induced by the APA is even more evident when the disabled elderly cannot count on care from co-residents. In this case, the use of professional services remains very common even without benefiting from the APA. Thus, conversely to care from co-residents, care from non-co-residents does not represent a substitute for the use of publicly funded formal care. The opposition between the co-residents and the non-co-residents is however only partial because the care behaviour of the non-co-residents is not totally independent of public support. Thereby, for highly disabled elderly who cannot count on the care from co-residents, our results suggest that non-co-residents adjust their caregiving time according to the use of publicly funded formal care. When they represent the only informal care resource available, they tend to behave similarly to co-residents and to substitute for publicly funded professional care. However, the similarity is only partial because the non-recourse to the APA changes only significantly the conditional amount of informal care but not the likelihood to participate to the care provision.

The analysis also highlights that informal caregivers tends to reduce the number of care activities in which they are involved when the elderly received publicly funded formal care. With the exception of informal care provided to highly disabled elderly parent living alone, this refocusing is not associated with an overall reduction in the amount of care. It means, in other words, that informal caregivers offsets their withdrawal from some care activities by increasing the amount of care they provide in other care activities.

Appendix A : The Iso-resources groups (Groupe Iso-ressources, or GIR)

The GIR is based on the AGGIR classification (Autonomie Gérontologie Groupes Iso-Ressources – Iso-Resource Gerontological Group Independence), which evaluates the loss of autonomy based on ten discriminatory variables :

- 1) coherence (the ability to talk and/or behave logically and sensibly) ;
- 2) orientation (the ability to find spatial and temporal landmarks) ;
- 3) toilet use (the ability to correctly perform personal hygiene) ;
- 4) dressing (the ability to put on or remove clothes) ;
- 5) alimentation (the ability to cut up meat, pour, peel fruits, open a yoghurt container, handle food from a plate, eat and swallow) ;
- 6) elimination (the ability to ensure urinary and faecal elimination) ;
- 7) transfers (the ability to stand up, go to bed, and sit) ;
- 8) moving inside the house (with or without technical aid) ;
- 9) moving outside the house (from the doorstep).
- 10) distance communication (the ability to use the telephone, alarms, and bells).

Based on these items, an algorithm determines which of the six GIR groups describes an individual.

- GIR 1 consists of elderly individuals who cannot move from a bed or armchair. Their mental condition is severely altered, and they require the constant presence of an assistant.

- GIR 2 consists of elderly individuals who cannot move from a bed or armchair. Their mental condition is not completely altered, but they require assistance with the majority of their activities of daily living. This group also categorises elderly individuals whose mental conditions are altered but who are still able to move.

- GIR 3 consists of elderly individuals who have maintained their mental autonomy, especially their ability to move, but who need assistance every day (multiple times per day) for their physical (bodily) autonomy.

- GIR 4 consists of elderly individuals who can stand up and move inside their home. They sometimes require assistance using the toilet or dressing. This group also characterises elderly individuals who do not have difficulties moving around but may need assistance for eating and moving their bodies.

- GIR 5 consists of elderly individuals who only need assistance in using the toilet, preparing food, and doing housework.

- GIR 6 consists of elderly individuals who are still able to conduct essential activities of daily living.

Individuals in the first four GIRs can benefit from the APA whether they reside in their homes or in institutions; they only need to meet the age and residence requirements.

Appendix B : Descriptive statistics

Table B1. Descriptive Statistics

| | Slightly disabled (n=3585) | | Highly disabled (n=950) | |
|--|-------------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Without APA (n=3227) | With APA (n=358) | Without APA (n=528) | With APA (n=422) |
| Receive IC | 58% | 57% | 85% | 79% |
| Receive FC | 38% | 100% | 61% | 100% |
| Gender | | | | |
| Woman | 69% | 74% | 44% | 27% |
| Man | 31% | 26% | 56% | 73% |
| Age (average) | 76 | 80 | 79 | 82 |
| Household configuration | | | | |
| Living alone | 41% | 57% | 13% | 18% |
| Living with a partner | 41% | 29% | 49% | 36% |
| Living with a child | 8% | 10% | 7% | 5% |
| Living with a partner and a child | 6% | 2% | 5% | 4% |
| Living with other | 3% | 2% | 24% | 36% |
| Number of daughters (average) | 1.35 | 1.19 | 1.37 | 1.33 |
| Number of sons (average) | 1.31 | 1.27 | 1.29 | 1.41 |
| Standard of Living (average, in €) | 1267 | 1162 | 1287 | 1183 |
| Size of the agglomeration | | | | |
| Rural | 22% | 30% | 23% | 34% |
| Less than 10,000 inhabitants | 10% | 11% | 10% | 11% |
| Between 10,001 and 20,000 inhabitants | 5% | 6% | 6% | 4% |
| Between 20,001 and 100,000 inhabitants | 16% | 13% | 21% | 14% |
| Between 100,001 and 200,000 inhabitants | 8% | 7% | 10% | 5% |
| More than 200,001 inhabitants | 38% | 34% | 30% | 32% |
| Department | | | | |
| Overseas départements | 12% | 10% | 83% | 91% |
| Others | 88% | 90% | 17% | 9% |
| KATZ index | | | | |
| A | 100% | 100% | . | . |
| B or C | . | . | 56% | 45% |
| D or E | . | . | 14% | 17% |
| F or G | . | . | 18% | 30% |
| H | . | . | 11% | 8% |
| ADLs (reporting difficulties in performing) | | | | |
| Bathing | 16% | 43% | 94% | 97% |
| Dressing and undressing | 15% | 29% | 78% | 87% |
| Cutting food and pouring a drink | 6% | 17% | 52% | 60% |
| Eating and drinking on the food is ready | 1% | 3% | 17% | 23% |
| Toileting | 2% | 4% | 41% | 53% |
| Lying down in or getting out of the bed | 6% | 13% | 52% | 65% |
| Sitting down in or getting up from the chair | 6% | 12% | 43% | 52% |
| IADLs (reporting difficulties in performing) | | | | |
| Shopping | 57% | 80% | 91% | 97% |
| Preparing meals | 21% | 50% | 79% | 88% |
| Doing common household chores | 46% | 82% | 90% | 96% |

standard errors are given in parentheses

continued...

Table B1. Descriptive statistics (continued)

| | Slightly disabled (n=3585) | | Highly disabled (n=950) | |
|--|-------------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|
| | Without APA (n=3227) | With APA (n=358) | Without APA (n=528) | With APA (n=422) |
| Doing less common chores | 64% | 85% | 90% | 96% |
| Doing administrative works | 44% | 67% | 82% | 90% |
| Taking medications | 10% | 21% | 53% | 67% |
| Moving around in all of the rooms on a floor | 4% | 8% | 39% | 51% |
| Leaving your home | 19% | 44% | 70% | 76% |
| Using a method of transportation | 32% | 54% | 77% | 86% |
| Finding its way | 9% | 21% | 45% | 59% |
| Using a telephone | 6% | 10% | 39% | 49% |
| Using a computer | 17% | 17% | 26% | 35% |
| Self-reported health status | | | | |
| "Bad" or "very bad" | 36% | 52% | 33% | 70% |
| "Pretty good" | 53% | 42% | 62% | 29% |
| "Good" or "Very good" | 12% | 6% | 5% | 1% |
| Respondent | | | | |
| Elderly individual | 81% | 68% | 39% | 28% |
| Elderly individual with help | 15% | 23% | 34% | 31% |
| Someone else | 4% | 8% | 27% | 41% |

standard errors are given in parentheses

Appendix C : Summary of the estimated average effects

Table C1. Average care time (hours per week)
(the upper 5% of values in the distributions are excluded)

| | FC | | | IC | | |
|----------------------------------|-------------------------------|-------------|----------|-------------------------------|-------------|-----------|
| | (conditional on receiving FC) | | | (conditional on receiving IC) | | |
| | Without APA | With APA | Δ | Without APA | With APA | Δ |
| Slightly disabled APA recipients | 5.5 | 8.4 | +2.9*** | 15.8 | 15.6 | -0.2 (ns) |
| Living alone | 5.8 | 8.8 | +3*** | 12.3 | 12.1 | -0.2 (ns) |
| Not living alone | 5.1 | 7.8 | +2.7*** | 20.1 | 20 | -0.1 (ns) |
| Highly disabled APA recipients | 12.5 | 16.6 | +4.1*** | 33.4 | 30.6 | -2.8** |
| Living alone | 12.6 | 17.3 | +4.7*** | 23.6 | 18.5 | -5.1*** |
| Not living alone | 12.4 | 16.2 | +3.8*** | 38.6 | 37 | -1.6 (ns) |

Table C2. Average number of care activities in which caregivers are involved

| | FC | | | IC | | |
|----------------------------------|-------------------------------|-------------|-----------|-------------------------------|-------------|----------|
| | (conditional on receiving FC) | | | (conditional on receiving IC) | | |
| | Without APA | With APA | Δ | Without APA | With APA | Δ |
| Slightly disabled APA recipients | 1.7 | 2.4 | +0.7*** | 4.6 | 4.1 | -0.5*** |
| Living alone | 1.9 | 2.6 | +0.7*** | 4.1 | 3.6 | -0.5*** |
| Not living alone | 1.4 | 2.0 | +0.6*** | 5.1 | 4.6 | -0.5** |
| Highly disabled APA recipients | 2.3 | 2.9 | +0.6*** | 5.8 | 5.5 | -0.3** |
| Living alone | 3.1 | 3.3 | +0.2 (ns) | 5.2 | 4.8 | -0.4** |
| Not living alone | 1.9 | 2.7 | +0.8*** | 6.1 | 5.8 | -0.3** |

Appendix D : Results by household configuration

Figure D1. Cumulative distributions of formal care hours per week among those who use formal care

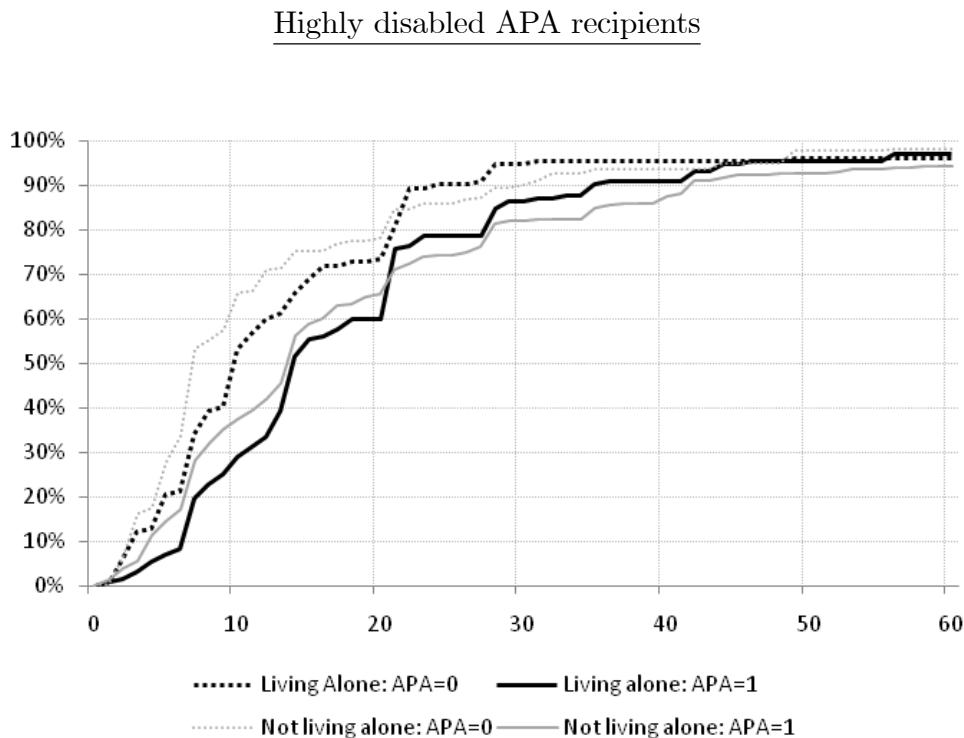
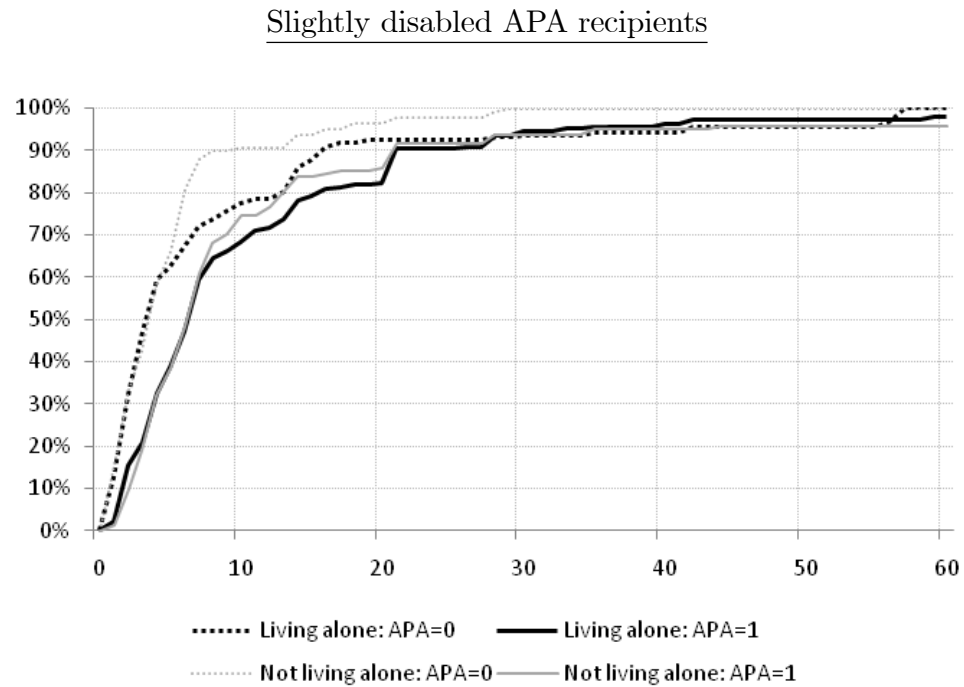


Figure D2. Cumulative distributions of informal care hours per week among those who use informal care

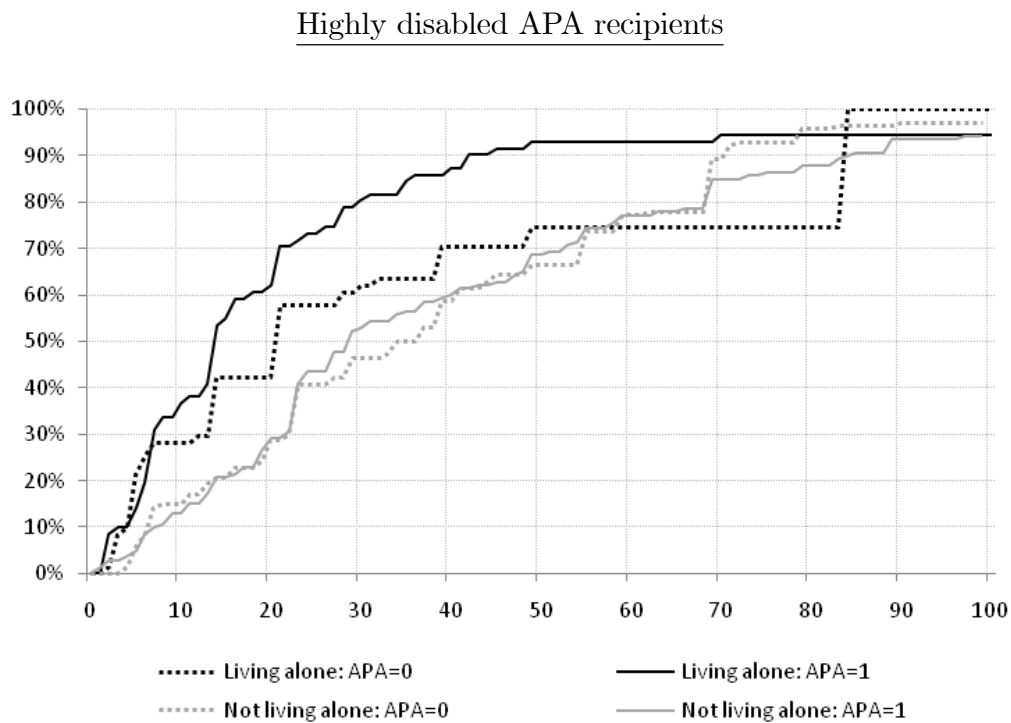
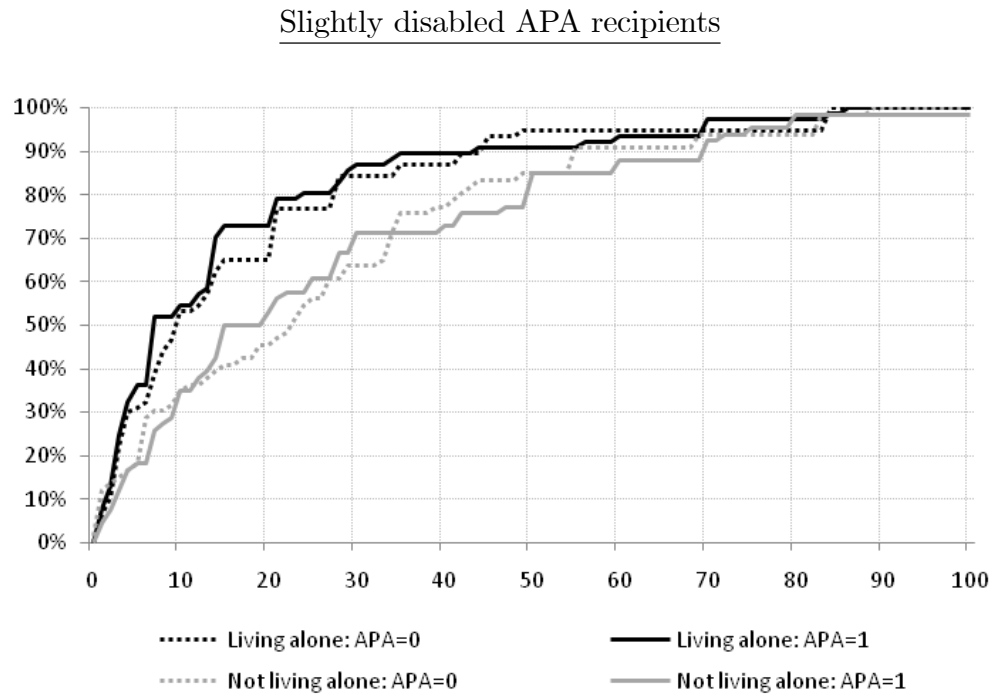


Figure D3. Cumulative distributions of the number of care activities involving professional caregivers among those who use formal care

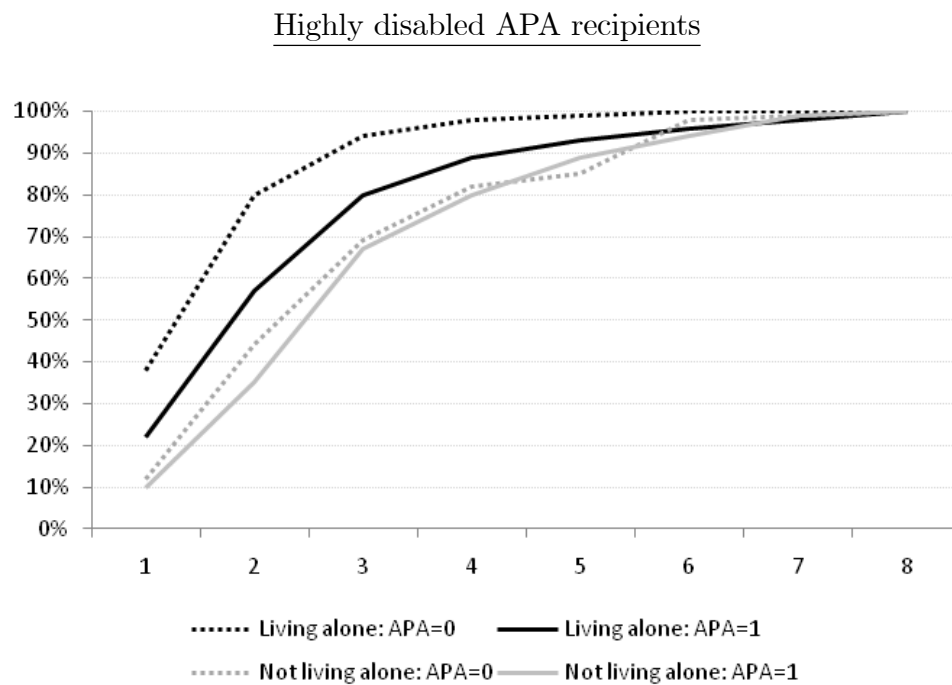
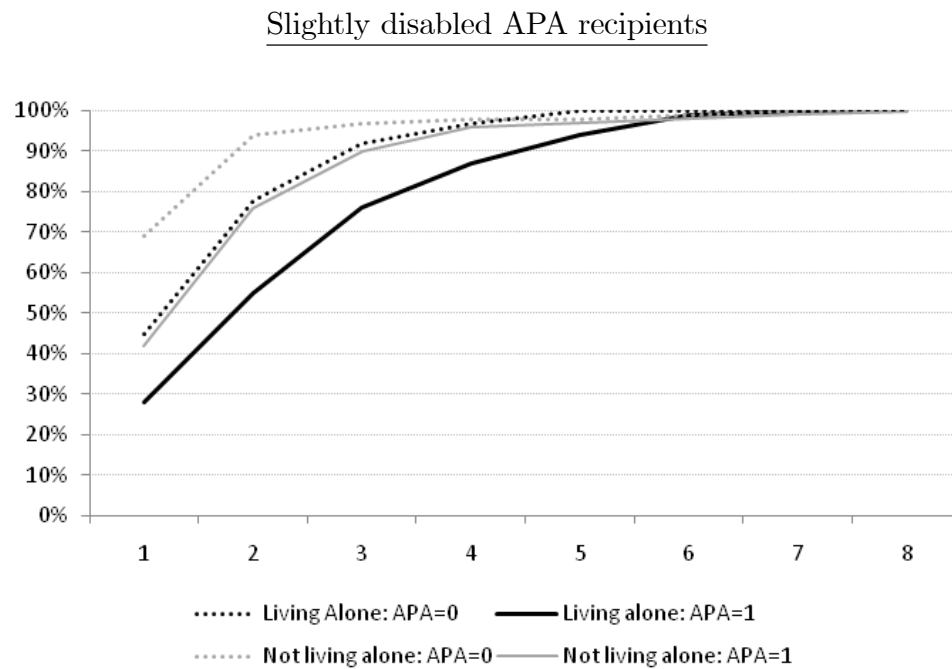
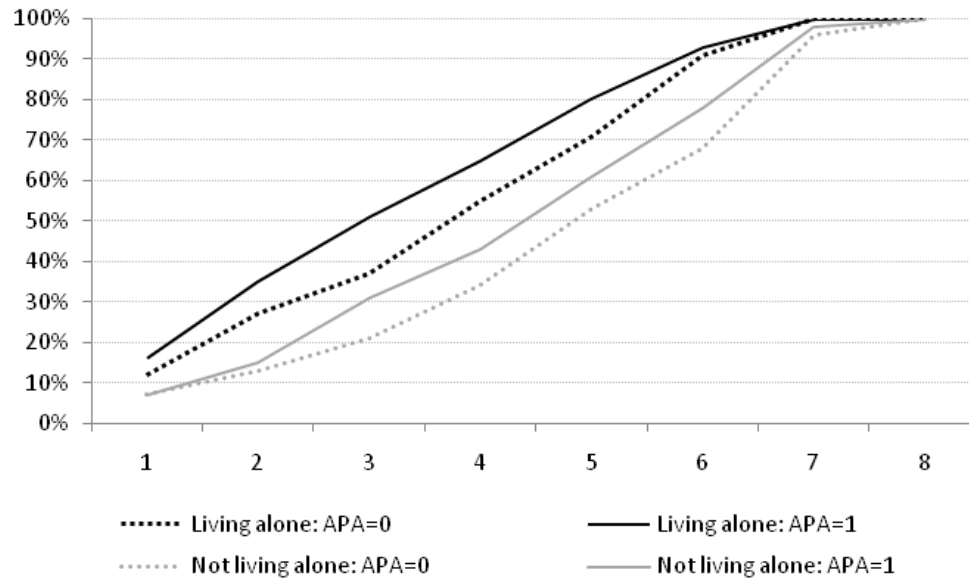
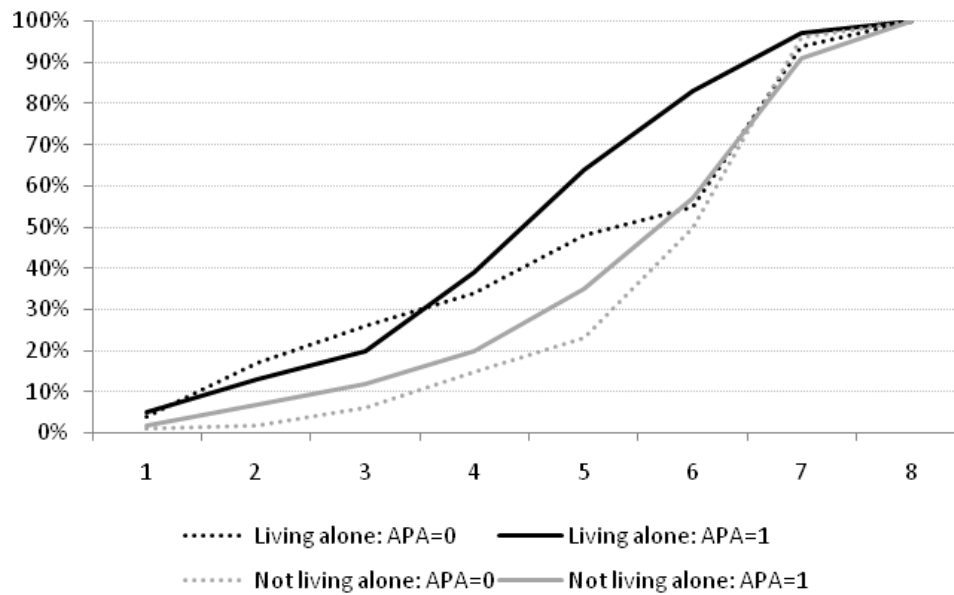


Figure D4. Cumulative distributions of the number of care activities involving informal caregivers among those who use informal care

Slightly disabled APA recipients



Highly dependent APA recipients



Appendix E : Parametric estimations

Table E1. Parametric estimations of the effect of APA on informal care
(selected results)

| | Slightly disabled elderly | | Highly disabled elderly | |
|---|---------------------------|--------------|-------------------------|--------------|
| | APA | $\rho^{(1)}$ | APA | $\rho^{(1)}$ |
| | marginal effect | | marginal effect | |
| Probability of receiving informal care from co-residents (among those not living alone) | | | | |
| Bivariate Probit model ⁽²⁾ | -0.17 (0.51) | -0.07 (0.84) | -0.02 (0.96) | -0.23 (0.89) |
| Univariate Probit model ⁽³⁾ | -0.22 (<0.01) | . | -0.11 (<0.01) | . |
| Probability of receiving informal care from non-co-residents | | | | |
| Bivariate Probit model ⁽²⁾ | -0.08 (0.61) | 0.13 (0.76) | 0.12 (0.89) | -0.18 (0.36) |
| Univariate Probit model ⁽³⁾ | -0.01 (0.76) | . | 0.03 (0.39) | . |
| Conditional IC hours per week (upper 5% of values in the distributions are excluded) | | | | |
| Two-equations model (ML) ⁽²⁾ | 0.22 (0.83) | -0.01 (0.85) | -3.18 (0.16) | -0.01 (0.97) |
| One-equation model (OLS) ⁽³⁾ | 0.06 (0.96) | . | -3.20 (0.19) | . |

P-values are given in parentheses

⁽¹⁾ ρ represents the coefficient correlation between the IC outcome equation and the APA use equation.

⁽²⁾ The *APA* covariate is assumed to be endogenous.

⁽³⁾ The *APA* covariate is assumed to be exogenous.

Conclusion générale

Ce travail de recherche a pour objet d'étudier les mécanismes familiaux de prise en charge des personnes âgées dépendantes. Nous développons dans cette perspective trois analyses micro-économétriques des comportements individuels et familiaux de prise en charge.

La première (Chapitre 2) est consacrée à l'étude de l'articulation des décisions individuelles d'aide au sein de la famille. Nous proposons, au sein des fratries de deux enfants, une modélisation des interactions sous forme de jeux non coopératifs. Nous faisons alors l'hypothèse que la configuration d'aide observée correspond à un équilibre de Nash. Un des principaux apports méthodologiques de notre modèle est de tenir compte explicitement des situations impliquant des équilibres multiples ou au contraire une absence d'équilibre. Les résultats d'estimations obtenus à partir des données de l'enquête européenne SHARE démontrent l'importance d'inscrire dans une perspective familiale d'ensemble l'étude des comportements individuels de prise en charge. Cette dimension familiale s'exprime à trois niveaux. Nous montrons tout d'abord l'existence d'interactions endogènes : dans les fratries étudiées, le choix d'un individu d'apporter ou non une aide à un parent âgé dépendant interagit avec le choix de son frère et de sa sœur. Nous mettons par ailleurs en évidence l'existence d'interactions contextuelles : la décision de participer ou non à la prise en charge apparaît partiellement déterminée par les caractéristiques du collatéral, et ceci indépendamment du choix d'implication de ce dernier. Enfin, les deux types d'interactions révèlent des effets croisés, illustrant ainsi la diversité des interactions endogènes suivant les caractéristiques économiques et sociales de la famille.

L'existence d'une forte dimension familiale dans les comportements individuels de prise en charge est un résultat important qui conduit à requestionner le consensus sur la diminution programmée de l'aide familiale. En effet, la moindre implication ne conduirait pas mécaniquement à une diminution globale de l'aide familiale. Malgré les évolutions démographiques, sociales et économiques que connaît la famille, le maintien du soutien informel est donc envisageable dès lors qu'au sein d'une même famille, la moindre implication des uns est compensée par une implication accrue des autres. Une analyse récente de Lufkin (2011) montre par ailleurs que les interactions ne se limiteraient pas à la formation des configurations d'aide mais seraient aussi présente dans la détermination des temps d'aide.

La seconde analyse micro-économétrique (Chapitre 3) concerne l'arbitrage individuel entre offre de travail et offre d'aide informelle au sein de la population âgée de 50 à 65 ans en Europe. Une

première estimation économétrique, menée à partir des données de l'enquête SHARE, apporte des résultats non cohérents avec les implications du modèle micro-économique d'arbitrage standard. Nous proposons alors une reformulation du modèle théorique afin de tenir compte d'un effet positif du statut de travailleur sur la propension à aider. La seconde estimation économétrique confirme cette reformulation et permet de révéler le double effet de l'exercice d'une activité professionnelle sur la provision d'aide informelle. Comme le suggère la littérature qualitative, le statut de travailleur, indépendamment du temps de travail, tend à augmenter la propension individuelle à aider, principalement à travers ce que nous avons appelé « l'effet protection ». En revanche, le temps de travail exerce un effet négatif sur le temps d'aide. Cet effet négatif est prépondérant puisqu'il domine l'effet positif du statut de travailleur dès que les individus consacrent en moyenne plus de 8 heures par semaine à leur activité professionnelle.

Comme nous l'avions initialement suggéré, ce résultat illustre, du point de vue du décideur public, l'opposition entre une politique visant à accroître l'activité professionnelle des seniors et une politique visant à encourager le maintien à domicile des personnes âgées dépendantes. Ce résultat suggère d'orienter les politiques publiques vers la recherche d'instruments de conciliation entre activité professionnelle et activité d'aidant. Ceux-ci peuvent s'inscrire dans une démarche d'« aide aux aidants » visant à soutenir la production familiale ou bien dans une démarche visant directement à faire produire une partie de la prise en charge par des professionnels.

A ce titre, le Chapitre 4 analyse la manière dont la famille ajuste sa production de prise en charge lorsqu'elle bénéficie par ailleurs d'une aide professionnelle financée par la collectivité. Cette question est ici étudiée dans le cas français à partir des données de l'enquête HSM. Nous proposons une comparaison statistique de l'aide reçue par la population des bénéficiaires de l'APA avec l'aide reçue par une population témoin de non bénéficiaires de l'APA, cette dernière étant construite par une méthode d'appariement. Nos résultats confirment ceux des différentes études, françaises ou étrangères, sur cette question : les financements publics permettant de recourir à des aidants professionnels ne se traduisent pas par un net désengagement de la famille dans la prise en charge. Nos résultats nuancent cependant ce constat général. Tout d'abord, les individus cohabitant avec les bénéficiaires apparaissent comme une source d'aide alternative à celle apportée par les professionnels financés par l'APA. Ceci est d'autant plus vrai que le niveau de dépendance du bénéficiaire est faible et nécessite donc une prise en charge pouvant être supportée uniquement

par des cohabitants ou uniquement par des professionnels. En revanche, nos résultats montrent que l'implication des individus non cohabitant est insensible au recours à l'APA, sauf si le bénéficiaire est très dépendant et ne peut pas compter sur l'aide de cohabitants. Dans cette situation, l'aide qu'ils apportent apparaît aussi comme une alternative à l'aide des professionnels financés par l'intermédiaire de l'APA. Par ailleurs, le soutien professionnel financé par la collectivité tend à réduire de manière générale le nombre d'activités d'aide dans lesquelles interviennent les aidants familiaux. Cependant, parmi les bénéficiaires recevant une aide informelle, ce recentrage de l'aide ne donne pas lieu à une diminution générale du temps d'aide. Les aidants non cohabitants soutenant un bénéficiaire de l'APA qui présente de fortes incapacités et qui ne peut pas compter sur l'aide de cohabitants font, de ce point de vue, exception. D'une manière générale, l'intervention de professionnels financés par l'APA induirait donc un redéploiement de l'aide familiale, la moindre implication dans certaines activités étant compensée par une implication accrue dans d'autres.

Pour le décideur public, ce résultat montre que la politique de soutien aux personnes âgées dépendantes mise en œuvre à travers l'APA a deux effets majeurs. D'une part, elle augmente la prise en charge des personnes âgées dépendantes, dont une partie importante ne pourrait pas recourir à de l'aide professionnelle sans financement public. D'autre part, elle diminue, même de façon réduite, la charge pesant sur les familles. Ce sont en particulier les aidants de première ligne, à savoir les cohabitants et dans une moindre mesure les non cohabitants lorsque la personne âgée dépendante vit seule, qui semblent le plus bénéficier de l'allocation.

Les analyses que nous avons menées nécessitent des approfondissements spécifiques.

Au regard de la thématique de recherche du Chapitre 2, l'étude des interactions nécessiterait d'être élargie aux fratries comportant plus de deux enfants. Par ailleurs, il nous semble intéressant d'étudier ce que sont devenues les fratries ayant une probabilité élevée d'être caractérisée par une absence d'équilibre de Nash afin de vérifier l'instabilité de la configuration d'aide observée. Une telle étude peut être menée en utilisant les données de la deuxième vague de l'enquête SHARE.

L'analyse du Chapitre 3 pourrait être enrichie par la prise en compte des enfants cohabitants avec leur parent âgé dépendant. La robustesse de l'effet positif du statut de travailleur sur la propension à aider mériterait d'être testée en utilisant d'autres sources données. A ce titre, le LEGOS mènera prochainement une analyse comparable à la notre, mais à partir des données HSM.

L'analyse de l'articulation entre soutien public et soutien familial proposée dans le Chapitre 4 nécessite plus d'approfondissements. Il convient tout d'abord de s'assurer que nos résultats ne s'expliquent pas par de l'hétérogénéité inobservable en utilisant un instrument ayant un plus grand pouvoir explicatif sur la décision de recourir à l'APA. Nous envisageons pour cela de recourir au prix horaire moyen par départements de l'aide professionnelle, une information qui pourrait être obtenue auprès de l'Association Nationale des Directeurs d'Actions Sociale et de Santé des départements. Il nous semble par ailleurs important d'évaluer plus directement l'effet du recours à l'APA sur le bien être des bénéficiaires et de leurs aidants. Nous avons d'ores et déjà initié une telle analyse. Les premiers résultats tendent à montrer que les effets sur le bien-être des aidants, mesuré à partir des données de l'enquête Handicap-Santé Aidants (HSA), apparaissent non significatifs. Les principaux bénéficiaires de l'APA sont donc les personnes âgées dépendantes elles-mêmes. Ce résultat démontre ici aussi la faiblesse de l'effet d'éviction. Le Chapitre 4 ouvre par ailleurs une perspective de recherche plus générale visant à expliquer le non recours important à l'APA. Au regard des données de l'enquête HSM, le recours à l'APA est en effet très loin d'être systématique, même pour les personnes âgées les plus dépendantes.

Plus généralement, notre étude des comportements individuels et familiaux appelle plusieurs extensions. Nous en identifions trois en particulier. La première concerne l'approche micro-économétrique retenue. Ce travail de recherche utilise des modélisations réduites ou semi-réduites. En effet, nous ne voulions pas imposer d'a priori fort (et prématuré) sur les mécanismes sous-jacents aux comportements d'aide, car notre objectif était ici d'identifier ces mécanismes. Les enseignements tirés de ce travail ainsi que la collaboration initiée avec Steven Stern et Michelle Goeree ouvrent cependant la voie à une approche plus structurelle. Une modélisation structurelle de la production de prise en charge nous permettrait par exemple de distinguer ce qui, au sein des interactions entre aide informelle et aide professionnelle, se joue au niveau de la « fonction de production de prise en charge » de ce qui se joue au niveau des préférences individuelles.

Une deuxième piste de recherche est basée sur l'analyse de données longitudinales. La durée moyenne d'une situation de dépendance en France est de quatre ans (Duée et Rebillard, 2006 ; Debout, 2010). Disposer de données qui s'étendent sur une période d'environ dix ans nous permettrait d'observer des situations familiales antérieures, contemporaines et postérieures à la prise en charge. De telles données permettraient de prolonger l'étude de la formation des configurations

d'aide en contrôlant par un certain nombre de caractéristiques individuelles et familiales préexistantes. Des données longitudinales nous permettraient par ailleurs d'évaluer les effets postérieurs à la prise en charge, tels que ceux relatifs à l'offre de travail ou à l'état de santé des aidants. L'enquête SHARE, qui couvrira en 2012 une période de sept ans, ouvre d'ores et déjà des perspectives d'études intéressantes.

Enfin, nous avons à plusieurs reprises fait référence à des normes familiales ou sociales de prise en charge. Dans le chapitre 2, l'asymétrie de la réaction des enfants à l'implication du collatéral, en fonction de leur rang dans la fratrie, nous semble difficilement interprétable en termes « productivistes ». Nous avons préféré l'interprétation selon laquelle la norme de prise en charge pèse plus sur les aînés que sur les cadets, même si elle est peut être atténuée par une logique économique d'ensemble. Nous y avons également fait référence dans les chapitres 1 et 3 afin d'expliquer les différences de genre, mais également dans le chapitre 4 pour discuter d'une potentielle difficulté qu'auraient les aidants familiaux à se décharger de la prise en charge au profit des aidants professionnels. Les comportements familiaux de prise en charge impliquent, et nos résultats en témoignent, de véritables arbitrages économiques qui s'inscrivent de manière tout à fait pertinente dans un cadre d'analyse micro-économique. Toutefois, il nous semble impossible de faire abstraction d'un certain nombre de considérations normatives qui guident nécessairement les comportements d'aide des individus. Intégrer des motivations normatives dans l'analyse micro-économique des comportements individuels et familiaux de prise en charge permettrait d'expliquer certaines observations liées à l'organisation familiale de la prise en charge sans remettre en cause les arbitrages économiques standards auxquels elle répond.

Références bibliographiques

- Amemiya T.** 1974. Multivariate Regression and Simultaneous-Equation Models When the Dependent Variables are Truncated Normal. *Econometrica* 42 : 999-1012.
- Anderson G.** 1996. Non parametric tests of stochastic dominance in income distributions. *Econometrica* 64(5) : 1183-1193.
- Andrews D.W.K.** 2001. Testing when a Parameter is on a Boundary of the Maintained Hypothesis. *Econometrica* 69 : 683-734.
- Arrighi Y, Davin B, Trannoy A, Ventelou B.** 2010. Un effet prix dans la demande d'APA. Working paper.
- Association France-Alzheimer.** 2010. Etude socio-économique-Prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer : le reste à charge.
- Assous L, Ralle P.** 2000. La prise en charge de la dépendance des personnes âgées : une mise en perspective internationale. Conférence internationale de recherche en sécurité sociale « an 2000 ». Helsinki. 25-27 septembre.
- Attias-Donfut C** (ed). 1995. Les solidarités entre générations - Vieillesse, Familles, Etat. Paris, Nathan.
- Attias-Donfut C.** 1996. Les solidarités entre générations. Données Sociales 1996. INSEE.
- Attias-Donfut C, Renaut S.** 1994. Vieillir avec ses enfants. Corésidence de toujours et recohabitation. *Les cahiers de sociologie de la famille* 1 : 57-80.
- Attias-Donfut C, Sirven N** (dir). 2009a. Emploi et retraite en Europe - Enquête Share. *Retraite et Société* 57. CNAV.
- Attias-Donfut C, Sirven N** (dir). 2009b. Famille et vieillissement en Europe - Enquête Share. *Retraite et Société* 58. CNAV.
- Attias-Donfut C, Wolff F-C.** 2007. Les comportements de transferts intergénérationnels en Europe. *Economie et Statistique* 403-404 : 117-141.
- Barro RJ.** 1974. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy* 82 : 1095-1117.

- Becker GS.** 1974. A theory of social interactions. *Journal of Political Economy* 82 :1063-1093.
- Beaufils B.** 1997. De la mesure de la dépendance. *Actualité et dossier en santé publique* 20 : 6-7
- Bellanger M, Le Bihan B.** 2003. La mise en œuvre de l'Allocation personnalisée d'autonomie dans six départements. *Etudes et résultats* 264. DREES.
- Berecki-Gisolf J, Lucke J, Hockey R, Dobson A.** 2008. Transitions into informal caregiving and out of paid employment of women in their 50s. *Social Science & Medicine* 67(1) : 122-127.
- BernheimB, Shleifer A, Summers L.** 1985. The strategic bequest motive. *Journal of Political Economy* 93(6) : 1045-1076.
- Bjorn PA, Vuong QH.** 1985. Simultaneous Equations Models for Dummy Endogenous Variables : A Game Theoretic Formulation with application to Labor Force Participation. Working Paper n°537. Caltech. Pasadena. CA.
- Blanchet D, Debrand T, Dourgnon P, Laferrère A.** 2007. Santé vieillissement et retraite en Europe. *Economie et Statistique* 403-404 : 3-18.
- Blanpain N, Chardon O.** 2010. Projections de population à l'horizon 2060 - Un tiers de la population âgé de plus de 60 ans. Insee Première 1320.
- Blundell R, Smith RJ.** 1994. Coherency and estimation in simultaneous models with censored or qualitative dependent variables. *Journal of Econometrics* 64 : 355-373.
- Boaz RF, Muller CF.** 1992. Paid Work and Unpaid Help by Caregivers of the Disabled and Frail Elders. *Medical Care* 30(2) : 149-158.
- Bolin K, Lindgren B, Lundborg P.** 2008. Informal and formal care among single-living elderly in Europe. *Health Economics* 17(3) : 393-409.
- Bolin K, Lindgren B, Lundborg P.** 2008. Your next of kin or your own carer? Caring and working among the 50+ of Europe. *Journal of Health Economics* 27 : 718-738.
- Bommier A.** 1995. Peut-on compter sur ses enfants pour assurer ses vieux jours ? L'exemple de la Malaisie. *Economie et Prévision* 121 : 75-86

- Bonsang E.** 2007. How do middle-aged children allocate time and money transfers to their older parents in Europe ? *Empirica* 34(2) : 171-188.
- Bonsang E.** 2009. Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe ?. *Journal of Health Economics* 28 : 143-154.
- Börsch-Supan A, Jürges H** (eds). 2005. The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe – Methodology. Mannheim : MEA.
- Borsch-Supan A, Brugiavini A, Jürges H, Mackenbach J, Siegrist J, Weber G.** 2005. Health, Ageing and Retirement in Europe : First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, Mannheim : MEA.
- Brock WA, Durlauf NA.** 2001. Interactions-based models. in Handbook of Econometrics. Vol. 5. Heckman JJ, Laamer E (eds). North-Holland. Amsterdam. 3297-3380.
- Byrne D, Goeree M, Hiedemann B, Stern S.** 2009. Formal Home Health Care, Informal Care and Family Decision-Making. *International Economic Review* 50(4) : 1205-1242.
- Cambois E, Robine J-M.** 2006. L'incapacité et le handicap dans l'enquête santé 2002-2003 : diversité des approches et usages des indicateurs. Dossiers solidarité et santé 2 : 23-32.
- Campéon A, Le Bihan B.** 2006. Les plans d'aide associés à l'Allocation personnalisée d'autonomie- Le point de vue des bénéficiaires et de leurs aidants. *Etudes et Résultats* 461. DREES.
- Carmichael F, Charles S.** 1998. The labour market costs of community care. *Journal of Health Economics* 17 : 747-765.
- Carmichael F, Charles S.** 2003a. The opportunity costs of informal care : does gender matter ? *Journal of Health Economics* 22 : 781-803.
- Carmichael F, Charles S.** 2003b. Benefit payments, informal care and female labour supply. *Applied Economics Letters* 10 : 411-415.
- Carmichael F, Charles S, Hulme C.** 2010. Who will care? Employment participation and willingness to supply informal care. *Journal of Health Economics* 29 : 182-190.

- Casado-Marín D, García-Gómez P, López-Nicolás Á.** 2008. Labour and income effects of caregiving across Europe : an evaluation using matching. HEDG Working Paper 08/23.
- Centre d'analyse stratégique.** 2010. Comment soutenir efficacement les « aidants » familiaux de personnes âgées dépendantes ? *Note de veille* 187.
- Chappell N, Blandford A.** 1991. Informal and formal care : exploring the complementarity. *Ageing and Society* 11 : 299-315.
- Checkovich T, Stern S.** 2002. Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents. *Journal of Human Resources* 37(3) : 441-478.
- Christianson JB.** 1988. The evaluation of the national long-term care demonstration : the effect of channelling on informal caregiving. *Health Services Research* 23 (1) : 99-117.
- Coe NB, Van Houtven CH.** 2009. Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent. *Health Economics* 18(9) : 991-1010.
- Colin C.** 2003. Que nous apprend l'enquête HID sur les personnes âgées dépendantes, aujourd'hui et demain ? *Revue française des affaires sociales* 1-2 : 77-101.
- Cour des comptes.** 2008. Construire le cinquième risque : le rapport d'étape. Sénat.
- Cours des comptes.** 2009. La prise en charge des personnes âgées dépendantes. Rapport public annuel.
- Crespo L.** 2007. Caring for parents and employment status of European mid-life women. CEMFI Working Paper.
- Debout C.** 2010. La durée de perception de l'APA : 4 ans en moyenne - Premiers résultats des données individuelles APA 2006-2007. *Etudes et Résultats* 724. DREES.
- Debout C.** 2010. Caractéristiques sociodémographique et ressources des bénéficiaires et nouveaux bénéficiaires de l'APA. *Etudes et Résultats* 730. DREES.
- Debout C, Lo S-H.** 2009. L'allocation personnalisée d'autonomie et la prestation de compensation du handicap au 30 juin 2009. *Etudes et Résultats* 710. DREES.

- Dimova R, Wolff F-C.** 2010. Does grandchild care enhance maternal labour supply ? Evidence from around Europe. *Journal of Population Economics*. Forthcoming.
- Dufour-Kippelen S, Fontaine R, Jusot F.** 2010. La place des infirmiers dans la prise en charge à domicile. Etude pour le compte de la CNAM.
- Duée M, Rebillard C.** 2006. La dépendence des personnes âgées : une projection en 2040. *Données sociales* : 613-619.
- Dutheil N.** 2001. Les aides et les aidants des personnes âgées. *Etudes et Résultats* 142. DREES.
- Dwyer JW, Raymond TC.** 1991. A multivariate comparison of the involvement of adult sons versus adult daughters in the care of impaired adults. *Journal of Gerontology : Social Sciences* 46(5) : 259-269.
- Engers M, Stern S.** 2002. Long-Term Care and Family Bargaining. *International Economic Review* 43(1) : 73-114.
- Ettner SL.** 1994. The effect of the medicaid home care benefit on long-term care choices of the elderly. *Economic Inquiry* 32 : 103-127.
- Ettner SL.** 1995. The impact of parent care on female labor supply decisions. *Demography* 32(1) : 63-80.
- Ettner SL.** 1996. The opportunity cost of elder care. *Journal of Human Resources* 31(1) : 189-205.
- Eurostat.** [http ://ec.europa.eu/eurostat](http://ec.europa.eu/eurostat).
- FFSA.** 2010. Les contrats d'assurance dépendance en 2009 (aspects quantitatifs).
- Fontaine R, Gramain A, Wittwer J.** 2007. Les configurations d'aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe. *Economie et Statistique* 403-404 : 97-115.
- Fontaine R, Gramain A, Wittwer J.** 2009. Providing care for an elderly parent : interactions among siblings ? *Health Economics* 18(9) : 1011-1029.
- Fouquet A.** 2006. La famille espace de solidarité entre générations. Rapport de la Conférences de famille 2006. Délégation interministérielle à la famille.

- Fries JF.** 1980. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *New England Journal of Medicine* 303 : 130-135.
- Gokalp C.** 1978. Le réseau familial. *Population* 33 : 1077-1094.
- Gouriéroux C, Holly A, Monfort A.** 1982. Likelihood Ratio Tests, Wald Tests, and Kuhn-Tucker Test in Linear Models with Inequality Constraints on the Regression Parameters. *Econometrica* 50 : 63-80.
- Gourieroux C, Laffont JJ, Monfort A.** 1980. Coherency conditions in simultaneous linear equation models with endogenous switching regimes. *Econometrica* 48 : 675-695.
- Gramain A.** 1998. Les choix de prise en charge des personnes âgées dépendantes, une modélisation micro-économétrique à choix discret des décisions familiales de recours aux services professionnels. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques. Université Paul Sabatier-Toulouse III.
- Gruenberg EM.** 1977. The failures of success. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health and Society* 55 : 3-24.
- Heckman J.** 1978. Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. *Econometrica* 46 : 931-959.
- Heckman JJ.** 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1) : 153 – 161.
- Heckman JJ, Ichimura HI, Todd PE.** 1997. Matching as an Econometric Evaluation Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economics Studies* 6(4) : 605-654.
- Heitmueller A.** 2007. The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England. *Journal of Health Economics* 26 : 536-559.
- Heitmueller A, Inglis K.** 2007. The earnings of informal carers : wage differentials and opportunity costs. *Journal of Health Economics* 26 : 821-841.
- Hiedemann B, Stern S.** 1999. Strategic play among members when making long-term care decisions. *Journal of Economic Behavior & Organization* 40(1) : 29-57.

- Hoeger JH, Picone GA, Sloan FA.** 1996. Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly. *The review of Economics and Statistics* 78(3) : 428-440.
- Holly A, Lufkin T, Norton EC, Van Houtven CH.** 2010. Informal Care and Formal Home Care Use in Europe and the United States. Working paper.
- Hörl J, Rosenmayr L.** 1982. L'aide aux personnes âgées comme tâche commune de la famille et des services sociaux. *Gérontologie et Société* 21 : 75-91.
- Jeger F.** 2005. L'Allocation personnalisée d'autonomie : une analyse des disparités départementales en 2003. *Etudes et Résultats* 372. DREES.
- Jellal M, Wolff F-C.** 2002. Aides aux parents âgés et allocation intra-familiale. *Revue Économique* 53(4) : 863-885.
- Johnson RW, Lo Sasso AT.** 2000. The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at mid-life. Report from the Urban Institute, Washington D.C.
- Katz S.** 1983. Assessing self-maintenance : Activities of daily living, mobility and instrumental activities of daily living. *JAGS* 31(12) : 721-726.
- Katz S, Down TD, Cash HR, Grotz RC.** 1970. Progress in the development of the index of ADL. *Gerontologist* 10(1) : 20-30.
- Konrad KA, Robledo JR.** 2002. Geography of the family. *American Economic Review* 92(4) : 981-998.
- Kolodinsky J, Shirey L.** 2000. The impact of living with an elder parent on adult daughter's labour supply and hours of work. *Journal of Family and Economic Issues* 21 : 149-175.
- Kooreman P.** 1994. Estimation of Econometric Models of Some Discrete Games. *Journal of Applied Econometrics* 9 : 255-268.
- Kramer M.** 1980. The rising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 62 (Suppl. 285) : 282-297.

- Krauth BV.** 2006. Simulation-based estimation of peer effects. *Journal of Econometrics* 133 : 243-271.
- Laferrère A, Wolff F-C.** 2006. Microeconomic Models of Family Transfers. Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity 2 : 889-969 (edited by Kolm SC and Mercier Ythier J). North-Holland. Elsevier.
- Laslett P.** 1972. Household and family in the past time. Cambridge University Press.
- Le Bihan-Youinou B, Martin C.** 2006. Travailler et prendre soin d'un parent âgé dépendant. *Travail, genre et société* 16 : 77-96.
- Louinord V, Abdelhak N, Bailly D.** 2010. Double biais de sélection dans l'évaluation contingente de réserves naturelles. Mimeo.
- Lufkin T.** 2010. O Brother, Where Art Thou ? Addressing the Dependence of Siblings'Informal Care Decisions. Working paper.
- McDonald J, Moffitt R.** 1980. The Uses of Tobit Analysis. *Review of Economic and Statistics* 62 : 318-321.
- McLanahan SS, Monson RA.** 1990. Caring for the Elderly : Prevalence and Consequences. NSFH Working Paper 18. Center for Demography and Ecology. University of Wisconsin.
- Maddala GS.** 1983. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Econometric Society Monographs in Quantitative Economics. Cambridge University Press.
- Manski CF.** 2000. Economic Analysis of Social Interactions. *Journal of Economic Perspectives* 14(3) : 115-136.
- Mohanty MS.** 2001. Testing for the specification of the wage equation : double selection approach or single approach. *Applied Economics Letters* 8(8) : 525-529.
- Mormiche P, Ankri J.** 2002. Incapacités et dépendance de la population âgée française : apport de l'enquête « Handicaps – Incapacités – Dépendance » (HID). *Santé, Société et Solidarité* 1(2) : 25-38.

- Motel-Klingebiel A, Tesch-Roemer C, V. Kondratowitz HJ.** 2005. Welfare states do not crowd out the family : evidence for mixed responsibility from comparative analyses. *Ageing and Society* 25 : 863-882.
- Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité.** 2008. Le guide de l'aidant familial. La Documentation française. Paris.
- Minonzio J.** 2004. Les « solidarités familiales » dans l'espace public, emergence et controverses dans le cas de la dépendance des personnes âgées. *Recherches et Prévisions* 77 : 7-19.
- Muurinen J-M.** 1986. The Economics of Informal Care : Labor Market Effects in the National Hospice Study. *Medical Care* 24(11) : 1007-1117.
- Nelson F, Olson L.** 1978. Specification and Estimation of a Simultaneous Model with Limited Dependent Variables. *International Economic Review* 19(3) : 695-709.
- OCDE.** 2005. Les soins de longue durée pour les personnes âgées. Editions OCDE.
- Paillat P.** 1982. Editorial "Famille et Génération". *Gérontologie et Société* 21 : 3-4.
- Parsons T.** 1943. The kinship system of the contemporary United States. *American Anthropologist* 45 : 22-38.
- Pavalko EK, Artis JE.** 1997. Women's caregiving and paid work : causal relationship in late midlife. *Journal of Gerontology : Social Sciences* 52 : 170-190.
- Perronnin M, Pierre A, Rochereau T.** 2011. La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès. *Questions d'économie de la santé IRDES* 161.
- Petite S, Weber A.** 2006. Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *Études et résultats* 459. DREES.
- Pezzini LE, Kemper P, Reschovsky J.** 1996. Does publicly provided home care substitute for family care ? Experimental evidence with endogenous living arrangements. *Journal of Human Resources* 31(3) : 650-676.

- Pezzin LE, Pollak RA, Schone BS.** 2006. Efficiency in Family Bargaining : Living Arrangements and Caregiving Decisions of Adult Children and Disabled Elderly Parents. *NBER Working Paper* N° 12358.
- Pezzin LE, Schone BS.** 1999. Intergenerational household formation labor supply, and informal caregiving : a bargaining approach. *Journal of Human Resources* 34(3) : 475-503.
- Pitrou A.** 1977. Le soutien de la famille dans la société urbaine. *Revue françaises de sociologie* 18(1) : 47-84.
- Pitrou A.** 1978. Vivre sans famille ? Les solidarités familiales dans le monde d'aujourd'hui. Toulouse. Edicions Privat.
- Pitrou A.** 1982. Famille et Génération. *Gérontologie et Société* 21 : 5-7.
- Plisson M.** 2009. Assurabilité et développement de l'assurance dépendance. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques. Université Paris-Dauphine.
- Rapp T, Grand A, Cantet C, Andrieu S, Coley N, Portet F, Vellas B.** 2011. Public financial support receipt and non-medical resource utilization in Alzheimer's disease results from the PLASA study. *Social Science & Medicine* 72 : 1310-1316.
- Rivard T.** 2006. Les services d'aide à domicile dans le contexte de l'Allocation personnalisée d'autonomie. *Etudes et Résultats* 460. DREES.
- Rosembaum P, Rubin DB.** 1983. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70 : 41-55.
- Rosembaum P, Rubin DB.** 1985. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *American Statistician* 39 : 33-39.
- Rosso-Debord V.** 2010. La prise en charge des personnes âgées dépendantes. Rapport d'information par la commission des affaires sociales. Assemblée Nationale.
- Roussel L, Bourguignon O.** 1976. La famille après le mariage des enfants (études des relations entre générations). Paris. PUF, Institut national d'études démographiques collection Travaux et Documents. Cahier 78.

- Rubin DB.** 1974. Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies. *Journal of Educational Psychology* 66(5) : 688–701.
- Rubin DB.** 1979. Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association* 74 : 318-329.
- Schröder M.** 2011. Retrospective Data Collection in the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe. SHARELIFE Methodology. Mannheim : MEA.
- Soetevent AR, Kooreman P.** 2007. A discrete-choice model with social interactions : with an application to high school teen behaviour. *Journal of Applied Econometrics* 22 : 599-624.
- Spiess CK, Schneider U.** 2002. Midlife Caregiving and Employment. An Analysis of Adjustments in Work Hours and Informal Care for Female Employees in Europe. Working Paper 9. European Networks of Economic Policy Research Institutes.
- Spitze G, Logan J.** 1989. Gender Differences in Family Support : Is there a Payoff? *The Gerontologist* 29(1) : 108-113.
- Stabile M, Laporte A, Coyte PC.** 2006. Household responses to public home care programs. *Journal of Health Economics* 25 : 674–701.
- Stern S.** 1995. Estimating Family Long-Term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics. *Journal of Human Resources* 30(3) : 581-580.
- Stone R, Cafferata G, Sangl J.** 1987. Caregivers of the Frail Elderly : A National Profile. *The Gerontologist* 27(5) : 616-626.
- Stone RI, Short PF.** 1980. The Competing Demands of Employment and Informal Caregiving to Disabled Elders. *Medical Care* 28(6) : 513-526.
- Tamer E.** 2003. Incomplete Simultaneous Discrete Response Model with Multiple Equilibria. *Review of Economic Studies* 70(1) : 147-165.
- Tunali I.** 1986. A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration / earning process with remigration. In : Erhenberg, R. G. (Ed), Research in Labor Economics, 8, Part B. JAI Press Inc., Greenwich, 235 – 283.

- UDAF 49.** 2009. Pour un renforcement du soutien aux aidants - Pratiques, valeurs et attentes d'aidants familiaux en Main et Loire.
- Van Houtven CH, Norton EC.** 2004. Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics* 23 : 1159–1180.
- Viitanen TK.** 2007. Informal and formal care in Europe. IZA Discussion Paper No. 2648.
- Wetzels C, Zorlu A.** 2003. Wage effects of motherhood : a double selection approach. Working Papers 22. Núcleo de Investigação em Microeconomia Aplicada (NIMA), Universidade do Minho.
- Wolff F-C.** 2006. Les transferts ascendants au Bangladesh : une décision familiale. *L'actualité économique* 82(1-2) : 271-316.
- Wolff F-C.** 2000. Transferts monétaires inter vivos et cycle de vie. *Revue Économique* 51(6) : 1419-1452.
- Wolf DA, Soldo B.** 1994. Married Women's allocation of time to employment and care of elderly parents. *Journal of Human resources* 29(3) : 1259-1276.